

## ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO EM PLANOS DE SAÚDE NO BRASIL 2019

**Cristiéle de Almeida Vieira:** Doutoranda em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Bolsista CAPES de Doutorado Sanduíche na Universidade NOVA de Lisboa.

**Giacomo Balbinotto Neto:** Professor do Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

### Resumo

O presente trabalho objetiva analisar a presença de assimetria de informação (seleção adversa e *moral hazard*) no seguro saúde para a população em idade ativa (18 a 60 anos) do Brasil em 2019. O método será regressão por cópula semiparamétrica com a utilização dos microdados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS). Esta estratégia empírica permitirá mitigar o problema de endogeneidade. A variável de resposta que mede a demanda por saúde será dada pelas hospitalizações, também foram adicionadas variáveis observáveis de características individuais (idade, sexo, cor, local de moradia, estado civil, tamanho da família), condição de saúde (doença crônica, tabaco e saúde autoavaliada) e socioeconômica (educação, renda, saneamento e água potável). Em suma, a presença de assimetria de informação foi confirmada para o plano de saúde privado mas não significativa estatisticamente no caso de plano de saúde público (municipal, estadual e militar). As implicações da existência de assimetria de informação referem-se a falhas de mercado na saúde suplementar brasileira, que gera perdas econômicas e de bem-estar, afetando sobretudo a população mais vulnerável.

**Palavras-chave:** Economia da Saúde; Saúde Suplementar; Assimetria de informação; endogeneidade; Regressão de cópula semiparamétrica

### Abstract

This study aims to analyze the presence of information asymmetry (adverse selection and moral hazard) in health insurance for the working age population (18 to 60 years) in Brazil in 2019. The method will be regression by semiparametric copula using microdata from the National Health Survey (PNS). This empirical strategy will allow to mitigate the endogeneity problem. The response variable that measures the demand for health will be given by hospitalizations, observable variables of individual characteristics were also added (age, sex, color, place of residence, marital status, family size), health condition (chronic disease, tobacco and self-rated health) and socioeconomic (education, income, sanitation and safe water). In short, the presence of information asymmetry was confirmed for the private health plan but not statistically significant for the public health plan (municipal, state and military). The implications of the existence of reference information are the market failure in Brazilian supplementary health, which affects health and supplementary health, especially affecting the most vulnerable population.

**Keywords:** Health Economics; Supplementary Health; Information asymmetry; endogeneity; Semiparametric copula regression

**Classificação JEL:** I13; 012; C00

**Indicação área ANPEC:** Área 8- Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças.

## 1 INTRODUÇÃO

Saúde e economia se conectam por duas vertentes. A primeira é que quando um indivíduo possui carência em sua condição de saúde, as tarefas cotidianas e de mercado não são passíveis de serem realizadas. Por outro lado, se os custos dos cuidados de saúde crescerem indefinidamente, este bem pode se tornar inacessível para muitos indivíduos. Embora distintas, estas duas visões admitem que a saúde é um bem essencial tanto pelo caráter ético quanto pelo econômico (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012).

Individualmente, uma vida saudável concede maiores níveis de bem-estar e de qualidade de vida, em desfechos expressivos, a ausência de acesso e condições de saúde podem gerar morbidade graves e morte. Economicamente, ela está atrelada ao aumento da escolaridade e produtividade; assim, a saúde serve como instrumento para geração de renda, que por sua vez é necessária para a compra de bens de consumo. Ao despendar menos tempo no cuidado de doenças e enfermidades, diminui-se a duração das atividades de lazer e de mercado de trabalho, e, portanto, do bem-estar (GROSSMAN, 1972a, 1972b, 2000; SLOAN; HSIEH, 2017; PHELPS, 2018). Este problema é intensificado pela doença ser considerada um dos choques menos previsíveis que podem gerar altos gastos com remédios e tratamento tanto para o indivíduo como para sua família (ARROW, 1963; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017). Os cuidados preventivos e de estilo de vida, tais como, prática de atividade física, alimentação saudável, não consumo de drogas e tabaco, exames de rotina, auxiliam para obtenção de uma vida saudável, mas não mitigam a possibilidade de enfermidades (PEDRAZA; QUEIROZ; SALES, 2014).

Assim, para minimizar os riscos de despesa pessoal (e reduzir o risco do desembolso catastrófico ou elevado) e para um maior conhecimento sobre sua própria saúde, os indivíduos, principalmente àqueles avessos ao risco, contratam seguros de saúde (ARROW, 1963; ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS; MARTINEZ-GIRALT, 2012; NYMAN, 2006). Sendo segurado o preço relativo de dispêndio pessoal se reduz, o que gera aumento no acesso e demanda por serviços de saúde após obter o seguro de saúde (BERNAL; CARPIO; KLEIN, 2017). No Brasil, de acordo com a Agência Nacional de Saúde Suplementar, em 2019, a cobertura total (plano médico mais o plano odontológico) chegava a cerca de 24,25% da população (BRASIL, 2020).

Pode-se dizer que o seguro de saúde é um instrumento de transferência de renda entre a vida saudável e a doença (BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013). As apólices de seguro ocasionam: i) aumento da quantidade de serviços adquiridos devido a diminuição dos custos diretos; ii) aumento dos preços dos serviços que não estão sendo adquiridos; iii) aumento da quantidade e preços de serviços que não seriam adquiridos a menos que fossem cobertos por plano de saúde e iv) maior qualidade nos serviços adquiridos (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012). Segundo Bernal, Carpio e Klein (2017) o acesso a centros de saúde proporcionada pelo seguro leva uma maior conscientização sobre os problemas de saúde que antes eram desconhecidos, gerando um aumento na qualidade de vida, e podendo, inclusive, gerar uma disposição a pagar por serviços gerando uma forma potencial desejável de demanda induzida pelo fornecedor.

O provimento de serviços médicos garante um estado de saúde melhor dado o maior suporte para exames preventivos e de rotina. No entanto, quando os serviços são sobre utilizados pode-se comprometer o bom-funcionamento do sistema de saúde, com aumento do valor a ser pago pelo plano ou em cenários graves, incorrer em colapso, com falta de médicos, e especialistas para realizar os procedimentos requeridos (PITTA BARROS, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013).

Atenta-se que a perda social fruto dos problemas informacionais irá afetar sobretudo os extratos mais vulneráveis da sociedade, dado que, para evitar falência, as companhias de seguro tendem a aumentar o prêmio (valor da mensalidade) do seguro. Em outras palavras, a presença de informações assimétricas irá fazer com que os custos para obtenção de plano de saúde sejam maiores, gerando, deste modo, um menor acesso aos planos de saúde (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN,

SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012, AKERLOF, 1970; SENGUPTA; ROOJ, 2019; NYMAN, 2006).

Na literatura especializada há evidências empíricas de que a aquisição de seguro de saúde, além de atrair indivíduos com risco elevado de doença, também aumentam a quantidade de serviços demandados. Esses fenômenos estão associados a assimetria de informação e são denominados respectivamente de seleção adversa e *moral hazard* (ARROW, 1963; ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012, AKERLOF, 1970; SENGUPTA; ROOJ, 2019; NYMAN, 2006).

A seleção adversa ocorre quando os indivíduos menos saudáveis estão mais dispostos a adquirir seguro saúde do que os indivíduos mais saudáveis (ARROW, 1963, 2004; ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012). A seleção adversa ocorre quando os consumidores de planos de saúde podem estimar seu próprio risco melhor do que as empresas de seguro-saúde. Evidências obtidas do *RAND Health Insurance Experiment* indicaram que os consumidores são capazes de fazerem isto. Contudo, esta é uma questão empírica ainda sujeita a controvérsias e a diversos problemas econométricos envolvidos na sua estimativa (BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013)

Já o *moral hazard* (risco moral) pode se refletir *ex-ante* ou *ex-post*, *ex-ante* quando o risco inerente ocasionado pela mudança de comportamento do indivíduo ocorrer antes da aquisição da apólice de seguro pelo desincentivo para cuidados preventivos, e *ex-post* refere-se ao uso excessivo de serviços de saúde após o evento seguro (ARROW, 1963, 2004; ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012).

No caso de *ex ante moral hazard* temos uma mudança no comportamento dos indivíduos que ocorrem antes que um evento seja segurado aconteça e que torne o mesmo mais provável. Como exemplos deste comportamento podemos citar, por exemplo, não tomar uma vacina, ter uma alimentação inadequada, não praticar exercícios, fumar, etc. Aqui temos que os indivíduos tomam menos precauções com relação a sua saúde (EHRlich e BECKER, 1972, BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013). Neste caso, os aspectos preventivos são difíceis ou impossíveis de se monitorar. Já o comportamento de *ex post moral hazard* refere-se ao comportamento que ocorre após o evento segurado ocorrer e torna o evento mais provável de ocorrer (EHRlich e BECKER, 1972, BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013).

As pesquisas empíricas para o Brasil não são conclusivas, embora a maior parte dos autores confirmam a existência do problema de assimetria de informação (seleção adversa e *moral hazard*), outros autores não encontram evidências sustentáveis estatisticamente (BAHIA ET AL.; 2002; STANCIOLI, 2002; SIMÕES, 2003; ANDRADE; MAIA, 2009; NISHIJIMA ET AL., 2007; AZEVEDO, 2008; GODOY; NETO; BARROS, 2009; BRUNETTI, 2010; MAIA; ANDRADE; CHEIN, 2019). Ainda, ressalva-se a carência de abordagens empíricas que consideram o viés de seleção em suas estimativas. O viés de seleção acarreta na existência de uma amostra não aleatória, no caso do plano de saúde, presume-se que pessoas com hábitos menos saudáveis e de maior risco ao adoecimento tem maior probabilidade de contratar o plano de saúde. O controle feito apenas por características observáveis (exemplo, educação) podem levar a estimativas viesadas e inconsistente ao não considerar características não observáveis tais como preferência, custo de oportunidade, histórico de saúde familiar, alergia, aversão ao risco etc. Ou seja, ao considerar a variável plano de saúde como exógena superestima-se o efeito de assimetria de informação (SHANE; TRIVEDI, 2012; ZIMMER, 2018; SENGUPTA; ROOJ, 2019).

O presente trabalho responde as seguintes questões: (1) Existe problema de assimetria de informação no mercado de saúde suplementar no Brasil nos planos de seguro privado e público?; (2) Como estimá-lo de forma robusta tendo em vista os problemas de endogeneidade? e; (3) Quais são as implicações da existência de assimetria de informação no mercado de saúde suplementar brasileiro? A análise da presença de assimetria de informação (seleção adversa e *moral hazard*) no seguro saúde suplementar no Brasil centra-se na população em idade ativa (18 a 60 anos) do Brasil em 2019.

Este trabalho difere-se da literatura nacional por analisar o problema de seleção adversa e *moral hazard*<sup>1</sup> conjuntamente, bem como analisa de forma discriminada para plano de saúde privado e público. Serão utilizados dados mais recentes permitindo uma atualização da assimetria de informação no Sistema de Saúde Suplementar no Brasil. A contribuição também se refere ao uso da variável de resposta hospitalizações que irá medir a demanda por saúde. As hospitalizações<sup>2</sup> são o tipo de gasto que cria o maior risco financeiro e, portanto, são o tipo de cobertura mais demandada sobretudo por indivíduos avessos ao risco (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012). Em 2019, por exemplo, no Brasil, as internações embora tenham sido o grupo que gerou a menor quantidade de eventos na Saúde Suplementar, também são responsáveis pelo maior gasto do grupo de despesa assistencial (consultas médicas, atendimentos ambulatoriais, exames complementares, terapias, internações, demais despesas médico-hospitalares, procedimentos odontológicos), com cerca de 45% do gasto total, totalizando um dispêndio de R\$ 80,36 bilhões para as seguradoras. Ainda, no quesito temporal, são o item com maior aumento de gastos quando comparado ao ano 2018, com incremento de 17,87% nas internações (ANS, 2020).

Estimativas por modelos que consideram apenas variáveis observáveis (como *Propensity Score Matching*, entre outros) como comumente é encontrado na literatura, podem incorrer em erros de medida e magnitude, deste modo, superestimando e levando a resultados viesados (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016). Assim, destaca-se que a contribuição metodológica se refere as estimativas da presença de assimetria de informação na demanda por saúde mediante regressões de cópula semiparamétricas a qual permite minimizar o viés de seleção ocasionado por características não observáveis. Algumas variáveis observáveis de características individuais (idade, sexo, cor, local de moradia, estado civil, tamanho da família), condição de saúde (doença crônica, tabaco e saúde autoavaliada) e socioeconômica (educação, renda, saneamento e água potável) também foram adicionadas. A base de dados utilizada refere-se aos microdados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2019 realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em parceria com o Ministério da Saúde. Esta base de dados disponibiliza informações suficientes para mensuração do problema, tais como: plano de saúde, internação, características individuais, demográficas e socioeconômicas. Isto nos permite, então, testar a hipótese de existência ou não de problemas informacionais nos planos de saúde brasileiros.

O artigo está dividido em mais quatro seções além desta introdução. A seção 2 apresenta o referencial teórico e empírico sobre o tema. Na seção 3, os dados e aspectos metodológicos adotados. Na seção 4, a análise e discussão dos resultados. E por fim, na seção 5 são apresentadas as considerações finais do artigo.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Assimetria de informação em plano de saúde

Há dois problemas que se originam da assimetria de informação: a seleção adversa, que gera uma amostra não aleatória da população no pré-contrato e *moral hazard* que motiva a mudanças de comportamento (AKERLOF, 1970; ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012).

---

<sup>1</sup> Atenta-se que os dados disponíveis não permitem a observância de *moral hazard ex ante* dado que dependem de características que reflitam o comportamento pessoal, assim, este artigo irá focalizar na seleção adversa e *moral hazard ex post*.

<sup>2</sup> A variável hospitalização considera a ocupação de um leito hospitalar pela pessoa, com a finalidade de cirurgia (eletiva ou de urgência), diagnóstico, tratamento, ou outro tipo de atendimento médico, por, no mínimo, 24 horas em estabelecimento que dispõe de condições para prestar atendimento de saúde em regime de internação, independentemente da sua designação (hospital, casa de saúde, sanatório, policlínica, unidade mista de saúde etc.). Considera-se, também, como internada a criança que, devido a ter nascido prematuramente ou com algum problema de saúde, necessita de cuidados especiais que exigem sua permanência no estabelecimento de saúde pelo menos por um dia. Não se considera como internada a criança recém-nascida que, devido ao parto de sua mãe, permanece no estabelecimento de saúde sem exigir cuidados especiais (PNS, 2019).

No caso específico de planos de saúde, a seleção adversa ocorre pela maior capacidade do indivíduo avaliar sua condição de saúde e com isto as seguradoras tendem a atrair pacientes que usem os serviços num nível mais alto do que a média. Argumenta-se neste sentido que os indivíduos têm a habilidade de prever com precisão custos mais altos em saúde que não são passíveis de serem ponderados por características observáveis. Isto faz com que haja um problema de informação privilegiada por parte do potencial segurado frente a companhia seguradora de saúde (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012). Em outras palavras, há uma tendência de pessoas menos saudáveis adquirirem planos de saúde por características que estão fora do controle (e verificação) da seguradora. Em casos graves, o problema de seleção adversa irá gerar uma carteira de clientes composta por indivíduos que estejam doentes ou tenham uma tendência alta de adoecer (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012). Por causa disto, existe o risco de que as seguradoras coloquem no mercado um plano de saúde que atraia um subconjunto especial da população com custo de saúde muito elevados, ou ainda, que não cobrem um prêmio suficientemente alto gerando perdas monetárias e sociais devido ao alto consumo do grupo segurado (AKERLOF, 1970; PHELPS, 2003; ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; PITTA BARROS, 2009; MORRIS; DEVELIN; PARKIN; SPENCER, 2012; PITTA BARROS; MARTINEZ-GIRALT, 2012; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; SENGUPTA; ROOJ, 2019).

Neste sentido, a seleção adversa reduz a eficiência dos mercados de assistência à saúde, ao mesmo tempo em que redistribui a renda das pessoas saudáveis para as pessoas que representam maior risco de saúde (FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017). Uma das prováveis soluções deste problema informacional seria se as seguradoras pudessem identificar o “tipo” de segurado (doente *versus* saudável). No entanto além disto gerar uma perda de bem-estar econômico do grupo mais saudável, muitas vezes também é impedido por lei (PHELPS, 2018). No Brasil<sup>3</sup>, por exemplo, o último reajuste por mudança de idade (que é considerado um dos principais fatores de risco) é aos 59 anos, bem como, a mensalidade da última faixa não pode ser superior a seis vezes o valor da primeira (SANTOS; TURRA; NORONHA, 2019).

Em relação ao segundo problema informacional, o *moral hazard* refere-se a resposta de um consumidor racional à redução do preço por serviços de saúde, considerado um efeito colateral indesejado contra os riscos de perda de saúde. Há duas principais formas que o *moral hazard* pode ocorrer, *ex ante* pelo aumento do risco à doença por falta de cuidados pessoais ou *ex post* com a maior utilização dos serviços de saúde dos segurados em comparação aos não segurados (AKERLOF, 1978; PHELPS, 2018; SENGUPTA; ROOJ, 2019). Em outras palavras, *moral hazard ex-ante* refere-se as mudanças de comportamento que ocorrem antes de um evento segurado (não se vacinar, alimentação não saudável, não praticar atividades físicas, fumar etc.) e *moral hazard ex-post* ocorre pela procura de serviços de saúde por parte dos beneficiários mesmo em casos desnecessários que teriam sido prevenidos ou evitados na ausência de incentivos de seguro (EHRlich e BECKER, 1972, ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012)

O *moral hazard* pode se dar pelo aumento da demanda por serviços de saúde pelo próprio indivíduo mediante o menor incentivo dos segurados em cuidados preventivos. Bem como, na relação entre paciente e médico, onde o médico ao ter conhecimento que seu paciente possui plano de saúde prescreva procedimentos e tratamentos caros desnecessários e internações impróprias ou prolongadas (BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017; SENGUPTA; ROOJ, 2019). Em resumo, *moral hazard* em seguro saúde irá ocorrer se: i) o custo de uma ação arriscada para um indivíduo é reduzido quando segurado; ii) informação assimétrica impede uma seguradora de precificar adequadamente seu prêmio; e iii) o indivíduo responde à distorção de preço mudando seu comportamento, tomando mais riscos ou demandando mais bens e serviços cobertos (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS,

---

<sup>3</sup> Ver Resolução Normativa n. 63/03 da Agência Nacional de Saúde.

2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012). Segundo Folland, Goodman e Stano (2017) eliminar o problema de *moral hazard* torna-se muito difícil, especialmente onde existe o seguro privado junto com o sistema público de saúde e com cobertura universal- como é o caso do Brasil.

Em suma, a ideia central da presença de assimetria de informação consiste no fato de que o seguro será demandado principalmente por pessoas com problemas de saúde potenciais que não são passíveis de serem observadas pela seguradora (seleção adversa). Ainda, há mudanças de comportamento onde segurados agem com menos precauções e praticam atividades imprudentes (*moral hazard ex ante*). Por fim, dado que o plano de saúde reduz o dispêndio do próprio bolso dos clientes por cuidados médicos (ou seja, há uma redução do preço relativo) uma vez que a seguradora irá cobrir totalmente ou parcialmente os custos fará com que estes indivíduos demandem mais deste serviço (lei da oferta e demanda) ou consumam uma quantidade maior de tratamentos mais caros do que exigiria sem seguro (*moral hazard ex post*) (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012).

Destaca-se que a perda social e os malefícios gerados por estas situações ocorrem não apenas em termos monetários e risco de falência das seguradoras, mas no cenário onde, para evitar colapso, os custos extras advindos dos problemas informacionais são repassados a todos os clientes. Neste caso, dado que o prêmio (valor do seguro) tende a ser mais alto do que seria num contexto sem assimetria de informação, os extratos mais afetados são as pessoas mais vulneráveis e com menores condições socioeconômicas, intensificando as desigualdades na sociedade (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012).

A não observância de assimetria de informação no mercado de seguro saúde é um resultado crível, e pode ocorrer se: i) os clientes percebem erroneamente seu próprio risco; ii) clientes não agem com base em suas informações privadas; iii) as seguradoras podem observar com precisão os riscos do cliente e são aptas a agir para mitigar este problema e iv) seleção de outros fatores (como aversão ao risco ou capacidade cognitiva) supera a seleção de riscos à saúde, isto é, situação em que há uma grande demanda por pessoas menos arriscadas, seja por serem mais avessas ao risco ou mais capazes de compreender os benefícios do seguro (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017; PITTA BARROS, 2009; PHELPS, 2003; MORRIS, DEVELIN, PARKIN, SPENCER 2012; PITTA BARROS e MARTINEZ-GIRALT, 2012).

Neste sentido, é importante ressaltar que a assimetria de informação nos planos de saúde está associada sobretudo à planos de saúde que são uma escolha individual e não coletiva. Em essência, a obtenção do seguro saúde pode ocorrer de duas formas: plano público ou plano privado. O público refere-se ao plano transferido para os servidores municipais, estaduais e militares. O privado refere-se ao pagamento pago pelo próprio segurado. A principal diferença é de que nos planos públicos os empregadores visam reduzir o tempo e o custo financeiro de seus funcionários a fim de promover a redução do absenteísmo e melhorar o desempenho no trabalho. Nesse caso, a seguradora tem chances duplas de perder o cliente, por novo emprego ou por mudança de seguradora. Por outro lado, o risco de atrair segurados doentes reduz dado que a escolha de obtenção do seguro advém de um fator externo (não faz parte da escolha individual, mas coletiva), bem como, os indivíduos do plano público devem ser suficientemente saudáveis para trabalhar e não estão, portanto, diretamente associadas ao risco doença (PHELPS, 2018). Assim, argumenta-se que a assimetria de informação seja um problema vigente sobretudo em planos de saúde privado, dado que o plano de saúde público é uma escolha governamental e não depende da preferência particular do indivíduo, isto é, os segurados não têm vantagem de informações sobre as seguradoras (BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013; SLOAN; HSIEH, 2017).

Na próxima seção serão apresentadas um breve histórico da Saúde Suplementar no Brasil e de evidências nacionais referente a assimetria de informação no país.

## 2.2 Saúde Suplementar no Brasil: evidências de assimetria de informação

No Brasil, a Saúde Suplementar surge em 1960, embora sua regulamentação tenha ocorrido somente em 1998 com a lei 9.656/98. Logo em seguida é fundada a Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), vinculada ao Ministério da Saúde sendo o responsável por normatizar, regular, controlar e fiscalizar as atividades referentes aos planos de saúde brasileiro (MORAES et al., 2019).

O financiamento para a obtenção do plano de saúde ocorre pelo sistema de repartição simples (*pay-as-you-go*) onde as mensalidades pagas pelos contratantes são destinadas à cobertura do acesso a serviços de saúde pelo grupo, isto é, as mensalidades do seguro devem ser pagas independente da doença ou quantidade de cuidados médicos requeridos (PHELPS, 2018; SANTOS; TURRA; NORONHA, 2019).

As análises da presença de assimetria de informação (quadro 1) no país em 1998 foram feitas por Bahia et al. (2002), Stancioli (2002) e Simões (2003) com a utilização dos modelos de regressão logística, mínimos quadrados ordinários e binominal negativo com barreira, nesta ordem. Em Bahia et al. (2002) os resultados para seleção adversa e *moral hazard* foram inconclusivos. Já em Stancioli (2002) confirma-se as duas hipóteses de problema informacional (seleção adversa e *moral hazard*), enquanto em Simões (2003) apenas a presença de *moral hazard* foi confirmada, indicando uma maior probabilidade de realizar consulta médica para os detentores de plano de saúde em comparação às pessoas sem plano.

Para investigar a lei nº 9656/98<sup>4</sup>, que estabeleceu o novo marco regulatório do mercado brasileiro de seguro privado de saúde a partir de uma análise diferença em diferença dos anos 1998 e 2003 os trabalhos de Nishijima et al. (2007) e Godoy, Neto e Barros (2009) utilizaram o método de diferenças em diferenças. Nishijima et al. (2007) se concentrou na análise de serviços médicos gerais enquanto Godoy, Neto e Barros (2009) analisaram por consulta médica por doença crônica. Ambos os trabalhos refutaram o pressuposto inicial de que haveria um aumento de consulta médica no setor de saúde suplementar após a regulamentação, mas confirmaram a existência de risco moral. A análise contrafactual também foi utilizada por Andrade e Maia (2009) na investigação dos diferenciais de utilização de serviços de saúde para 1998 e 2003. Em suma, conclui-se que indivíduos que têm plano de saúde vão mais vezes ao consultório médico e passam mais dias internados.

Mais recentemente, Maia, Andrade e Chein (2020) exploraram, a partir dos dados longitudinais da Companhia de Saneamento Básico do Estado de São Paulo (SABESP) para o período 2004 à 2008, a existência de *moral hazard ex-ante* no setor de saúde suplementar paulista. Foram realizadas estimativas binomiais negativas pelo método GEE considerando os casos de plano de saúde patrocinado pelo empregador. Os resultados indicaram que, quando o indivíduo é ciente da futura perda da cobertura do plano de saúde (devido a demissão), ocorre um aumento no número de consultas e dos exames de diagnóstico, que sinaliza a potencial presença de *moral hazard ex ant*.

A partir dos estudo revisados, observa-se que a hipótese de assimetria de informação no pré (seleção adversa) e pós contratual (*moral hazard*) é controversa no Sistema de Saúde Suplementar brasileiro. Ainda, vê-se uma lacuna na literatura que se refere a escassez de trabalhos que tratem da variável desfecho internações a qual é responsável por grande parte das despesas assistenciais no Brasil – cerca de 45% e representam o grupo com maior aumento no número de gastos (17% entre 2018 e 2019) (ANS, 2020). Atenta-se ainda, para a importância de análises discriminadas entre plano público e privado dado que estes dois tipos possuem diferentes incentivos na obtenção de seguro saúde. O primeiro é fornecido automaticamente para todos os servidores públicos (municipal, estadual e federal) e, portanto, não está relacionado a escolha individual, neste caso, espera-se que a assimetria de informação seja menor (ou até mesmo inexistente) em comparação ao plano de saúde privado.

Outro ponto de destaque é a não consideração do problema de endogeneidade, que pode causar uma superestimação e viés nos resultados. Assim, o diagnóstico mediante um método robusto que permita mitigar o viés de seleção da amostra torna-se um importante preditor para inferir estimáveis confiáveis. Neste sentido, a regressão por cópula semiparamétrica apresenta-se como um método apropriado para retratar a assimetria de informação no seguro saúde, mediante inserção de variáveis que reflitam os

---

<sup>4</sup> Ver [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/19656.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19656.htm)

condicionantes referente a características individuais, de saúde e socioeconômica ao mesmo tempo que faz o controle por características não observáveis.

**Quadro 1-** Sistematização da literatura referente as pesquisas sobre assimetria de informação (seleção adversa e *moral hazard*) em plano de saúde no Brasil

<b>Autor</b>	<b>Local/Ano</b>	<b>Dados</b>	<b>Variável</b>	<b>Método</b>	<b>Conclusões</b>
Bahia et al. (2002)	Brasil 1998	PNAD	Consulta médica por tipo de morbidade	Regressão logística	SA: inconclusivo MH: inconclusivo
Simões (2003)	Brasil 1998	PNAD	Consulta médica	Regressão binominal negativo com barreira	SA: não MH: sim
Stancioli (2002)	Brasil, 1998	ABRASPE PNAD	Consultas médicas	Mínimos quadrados ordinários	SA: sim MH: sim
Nishijima et al. (2007)	Brasil, 1998 e 2003	PNAD	Serviços médicos	Diferença em diferença	SA: não MH: sim
Godoy, Neto e Pita Barros (2009)	Brasil, 1998 e 2003	PNAD	Serviços médicos por doença crônica	Diferença em diferença	SA: n.a. MH: sim
Andrade e Maia (2009)	Brasil, 1998 e 2003	PNAD	Consulta médica e dias internados	Análise contrafactual	SA: n.a. MH: sim
Brunetti (2010)	Brasil, 2003	PNAD	Consultas médicas	Modelos lineares generalizados	AI: sim para plano individual e não para plano coletivo
Maia, Andrade e Chein (2020)	São Paulo, 2004 à 2008	SABESP	Consulta médica e exames de diagnósticos.	Regressões binominais negativas pelo método GEE	SA: n.a. MH ( <i>ex ant</i> ): sim

Fonte: Elaboração própria (2022).

Nota: SA: seleção adversa; MH: *moral hazard*; AI: assimetria de informação.

Diante do exposto, a contribuição do presente estudo é testar a hipótese de existência de assimetria de informação em uma análise conjunta de seleção adversa e *moral hazard*, a nível de plano de seguro público e privado para a população em idade ativa (18 à 60 anos) por serem responsáveis em sua maior parte pela força de trabalho brasileira mediante um método que leve em consideração a endogeneidade do problema tratado, ou seja, regressão por cópula semiparamétrica.

Na próxima seção, serão apresentadas evidências de trabalhos que analisaram a assimetria de informação em planos de saúde levando em conta o problema de endogeneidade.

### 2.3 Evidências empíricas: mensurando a endogeneidade

A presença de seleção adversa e *moral hazard* em plano de saúde tem sido objeto de estudos em uma ampla gama de pesquisas internacionais e nacionais. No entanto, a literatura ainda carece de métodos que eliminem ou minimizem a endogeneidade (ou viés de seleção) do problema tratado. A endogeneidade é uma amostra não aleatória, dado que características individuais estão diretamente e significativamente relacionadas com a probabilidade de possuir um plano de saúde. Ao considerar o plano de saúde como uma variável exógena, os resultados inferidos podem ser viesados, inconsistentes e superestimados (COULSON et al., 1995. SENGUPTA; ROOJ, 2019).

Nesta seção focaremos especificamente na revisão de literatura que se propõe a modelar a endogeneidade para verificação da presença de assimetria de informação (seleção adversa e *moral hazard*) no seguro saúde. Em suma, encontram-se três alternativas viáveis: estimações de modelos longitudinais, variáveis instrumentais ou funções de controle (SHANE; TRIVEDI, 2012). A aplicação de modelos



longitudinais carece de dados, assim, na literatura empírica a maior parte dos trabalhos empíricos utilizam sobretudo a segunda e terceira abordagem citada.

Equações estruturais simultâneas com a utilização de variável instrumental foi utilizada na Austrália em 1977-1978 por Cameron et al. (1988) onde os resultados indicaram relevância do estado de saúde e renda para a escolha, respectivamente, do serviço e plano de saúde a ser contratado, bem como, uma sobreutilização dos serviços de saúde a medida que aumenta a cobertura das apólices de seguro, o que é indicativo de seleção adversa e *moral hazard*. Mesmo método também foi utilizado, mais recentemente, por Shane e Trivedi (2012) no caso dos Estados Unidos para o período 1996 à 2008, onde seus resultados corroboraram com aqueles obtidos por Cameron et al. (1988), isto é, a existência de assimetria de informação (seleção adversa e *moral hazard*) no plano de saúde estadunidense.

No entanto, variáveis instrumentais eficazes (correlacionadas com a decisão de contratar seguro, mas não com o uso de serviços de saúde) podem ser difíceis de serem encontradas para as informações disponíveis em muitos países. Assim, para mitigar o problema de endogeneidade, Barros, Machado, Sanz-de-Galdeano (2008) propuseram uma alternativa teórica focada nos dados. Os autores consideraram o plano de saúde mais comum em Portugal, no período 1998-1999, concedido a todos os funcionários e seus dependentes e supuseram como exógeno dado que cerca de 10% dos indivíduos são cobertos por um plano de saúde extra não correlacionado ao seu status de saúde. Os resultados indicaram que a presença de um plano de saúde aumenta o número de exames e consultas médicas e odontológicas, no entanto, a existência de risco moral só foi verificada com relação ao número de exames.

Para estimar o efeito que um tratamento binário (ter ou não plano de saúde) em casos com endogeneidade, Radice, Marra e Wojtyś (2016) propuseram a abordagem empírica de regressão cópula para os Estados Unidos em 2012. Os resultados foram contraintuitivos para a hipótese de seleção adversa e *moral hazard*, de forma que houve uma relação positiva entre autoavaliação de saúde e obtenção de plano de saúde, no entanto, quando observado medidas objetivas (como diabetes, hipertensão e hiperlipidemia) o resultado confirma a presença de assimetria de informação. Para verificar a robustez do modelo de cópulas Zimmer (2018) compararam seus resultados com outras duas abordagens – os métodos Terza e de função de controle- a partir dos dados da Pesquisa Nacional de Despesas médicas de 2010 para os Estados Unidos, considerando como variável de tratamento o plano de seguro e como variável de desfecho as consultas médicas. Os resultados apontaram que as três estimativas geram resultados semelhantes em sinal e magnitude indicando uma robustez do modelo.

Já Sengupta e Rooj (2019) aplicaram um modelo de cópula semiparamétrica sem instrumentos para avaliar como a presença de plano de saúde afeta as hospitalizações na Índia. Os resultados confirmaram a presença de assimetria de informação, tanto referente aos problemas de seleção adversa quanto de *moral hazard*. Também foi indicado que a utilização do plano de saúde ocorre em todo ciclo de vida independente de educação e tamanho da família e domicílio. Ainda, idosos e residentes na zona rural são os grupos mais vulneráveis uma vez que possuem baixa participação em seguros e alto consumo de saúde.

Por fim, Marra, Radice e Zimmer (2020) estimam, por regressões de cópulas, o efeito causal de ter seguro saúde na utilização dos serviços de saúde nos Estados Unidos. Os resultados empíricos foram estatisticamente significativos, de forma que, quando a endogeneidade é levada em consideração, o efeito do seguro é maior do que quando a endogeneidade é ignorada.

Em suma, vê-se que o problema de endogeneidade não é recente e que possui graves consequências nas estimações com geração de resultados equivocados ou viesados. Denota-se a importância de se utilizar um modelo causal que leve em conta a endogeneidade. Estimativas por modelos que consideram apenas variáveis observáveis (como *Propensity Score Matching*, entre outros) como comumente é encontrado na literatura podem incorrer em erros de medida e magnitude, superestimando e levando a resultados viesados (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016).

As tentativas da literatura para mitigar este problema centravam-se, principalmente, na qualidade dos dados longitudinais ou na oportunidade de encontrar uma boa variável instrumental, ambas possibilidades consideradas de difícil mensuração. No Brasil, por exemplo, não há dados livres disponíveis que acompanhem os indivíduos ao longo do tempo, bem como, encontrar uma variável instrumental que não esteja correlacionada com a decisão de contratar seguro é uma tarefa não trivial. Desta forma, a abordagem empírica de regressões por cópulas semiparamétricas proposta por Radice, Marra e Wojtyś

(2016) é considerada um avanço metodológico para lidar com o problema de endogeneidade. Estudos subsequentes indicaram robustez de resultados e apontaram benefícios, como o fato de que este método estima modelos não lineares e permitem a exploração de diferentes estruturas de dependências (ZIMMER, 2018; MARRA; RADICE; ZIMMER, 2020).

Na próxima seção apresentamos a estratégia empírica adotada para a aplicação do modelo de cópulas semiparamétricas nos dados disponíveis sobre seguro saúde e demanda por saúde no Brasil.

### 3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

#### 3.1 Dados

A verificação de assimetria de informação (seleção adversa e *moral hazard*) para os planos de saúde do Brasil foi feita utilizando os microdados da Pesquisa Nacional em Saúde de 2019 (PNS) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em parceria com o Ministério da Saúde.

A PNS é uma pesquisa do tipo domiciliar realizada desde 2013 com periodicidade quinquenal composta por informações para o Brasil, Grandes Regiões, Unidades Federativas e Regiões Metropolitanas. Esta base de dados disponibiliza informações qualitativas e quantitativas dos indivíduos no Brasil que abrange informações suficientes para mensuração do problema: plano de saúde, internação, características individuais, demográficas e socioeconômicas. Isto nos permite, então, testar a hipótese de existência ou não de problemas informacionais nos planos de saúde brasileiro (BRASIL, 2021).

Utiliza-se na pesquisa dados relacionados a indivíduos na faixa etária em idade ativa 18 à 60 anos por serem representantes da maior parte da força de trabalho brasileira. Foram excluídos da amostra indivíduos para os quais os dados não estavam completos para todas as variáveis. A amostra final correspondeu a 67.217 informações.

O estudo centrou-se na variável resultado hospitalizações (demanda por saúde) conforme trabalho original de Radice, Marra e Wojtyś (2016) onde atribui-se *dummy* igual a 1 se o indivíduo foi hospitalizado nos últimos 365 dias precedidos da pesquisa e 0 caso contrário. Esta variável foi escolhida pois: i) refere-se ao cuidado curativo e por isto está mais relacionada aos atributos de risco; ii) a decisão de internação é feita geralmente pelo médico e não pelo paciente (lado da oferta); iii) é menor preço-responsiva sendo o tipo cuidado de menor probabilidade de observância de assimetria de informação, e portanto, se confirmado há indicativo de alta gravidade informacional nos planos de seguro do país e; iv) é considerada uma das demandas por saúde mais custosas (PHELPS, 2018; ANDRADE; MAIA, 2009). No Brasil, em 2019, 91,6% das pessoas que tinham plano de saúde possuíam cobertura de internação e 77,4% das pessoas que possuíam plano de saúde médico o avaliaram como muito bom ou bom (BRASIL, 2021).

Foram modeladas três modelos para diferentes variáveis de tratamento: plano de saúde médico agregado com cobertura para internação, plano de saúde privado com cobertura para internação e plano de saúde público com cobertura para internação. Destaca-se que apenas 5,6% dos indivíduos com plano de saúde utilizaram algum serviço da Atenção Primária de Saúde, em contrapartida, este percentual é de 94,4% para os não segurados (BRASIL, 2021).

A tabela 1 apresenta as variáveis usadas e suas análises descritivas. Para fins de controle foram adicionadas informações referente as características individuais (idade, sexo, cor, estado civil, região de origem e tamanho da família), de saúde (doença crônica, tabaco e saúde retratada) e socioeconômica (educação, renda, saneamento e água) seguindo estudos relacionados apresentados na seção 2.2.

As características individuais idade, sexo, cor e estado civil são determinantes significativos da demanda por seguro e uso de saúde. Espera-se também que ser mulher aumente a probabilidade de ter plano de saúde dado sua maior demanda por serviços de saúde e por apresentarem taxas de morbidade consistentemente mais altas (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017; SENGUPTA; ROOJ, 2019). Empiricamente, os trabalhos denotaram que ser branco e casado são características que levam ao aumento da probabilidade de utilização de plano e serviço de saúde (ANDRADE; MAIA, 2009; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017).

A região de origem destaca a questão do acesso, indivíduos residentes na zona rural tem menor acesso a escolha de seguro saúde e a demandas de saúde, inclusive a hospitalização.

Por fim, famílias com um número maior de membros podem ter menos recursos para adquirir plano de saúde, no entanto, este pode ser o motivo de optarem por seguridade dado a impossibilidade de arcar por fontes pessoais qualquer eventualidade de internação (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017; SENGUPTA; ROOJ, 2019).

**Tabela 1-** Descrição das variáveis pré-selecionadas

Variáveis	Descrição
Plano agregado	=1 se o indivíduo era detentor de plano de saúde com cobertura de hospitalização, 0 caso contrário (isto é, se não tinha ou se o plano de saúde não cobriu)
Plano público	=1 se o indivíduo era detentor de plano de saúde com cobertura de hospitalização de servidor público (estadual, municipal ou militar), 0 caso contrário (isto é, se não tinha ou se o plano de saúde não cobriu)
Plano privado	=1 se o indivíduo era detentor de plano de saúde com cobertura de hospitalização que não fosse de servidor público (estadual, municipal ou militar), 0 caso contrário (isto é, se não tinha ou se o plano de saúde não cobriu)
Hospitalização	=1 se o indivíduo foi internado nos últimos 365 dias precedidos da pesquisa, 0 caso contrário
Consulta médica	Número de consultas médicas no período de 12 meses
Medicamento	=1 se o indivíduo precisou fazer uso de algum medicamento, =0 caso contrário
Idade	Idade do indivíduo em anos (mínimo=18; máximo =60)
Sexo	= 1 se sexo masculino, 0 se sexo feminino
Cor	=1 se branco, 0 caso contrário (preto, pardo, indígena e amarelo)
Estado civil	=1 se casado, 0 caso contrário (solteiro, divorciado ou viúvo)
Região de origem	=1 se o indivíduo residia em zona urbana, e 0 se residia na zona rural
Tamanho família	Número de membros moradores no domicílio da família
Doença crônica	=1 se o indivíduo reportou alguma doença crônica, 0 caso contrário
Tabaco	=1 se fuma, 0 caso contrário
Saúde retratada	=1 se saúde retratada como muito boa ou boa, 0 caso contrário (regular, ruim, muito ruim)
Educação	Curso mais elevado que frequentou (nenhum, creche, pré-escola, classe de alfabetização, alfabetização de jovens e adultos, antigo primário (elementar), antigo ginásial (médio 1º ciclo), regular do ensino fundamental ou do 1º grau, educação de jovens e adultos ou supletivo de ensino fundamental, antigo científico, clássico, etc. (médio 2º ciclo), regular do ensino médio ou do 2º grau, educação de jovens e adultos ou supletivo de ensino médio, superior-graduação, especialização de nível superior (duração mínima de 360 horas), mestrado, doutorado)
Renda domiciliar per capita	Rendimento domiciliar per capita (exclui o rendimento das pessoas cuja condição na unidade domiciliar era pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico)
Saneamento	= 1 se o domicílio possui rede geral de esgoto ou pluvial, 0 caso contrário
Água	=1 se o domicílio possui água canalizada, 0 caso contrário

Fonte: Elaboração própria (2022).

Ainda a saúde retratada como regular, ruim ou muito ruim apesar de ser uma forma de avaliação subjetiva é tida como uma das mais sensíveis para indicar o bem-estar presumido do indivíduo (THEME FILHA; SZWARCOWALD; SOUZA JÚNIOR, 2008; SANTOS; TEJADA; EWERLING, 2012), além disto, diferente das medidas objetivas de saúde individual -morbidade, mortalidade, doenças, etc. - o indicador de autoavaliação declarada do estado de saúde é capaz de apontar condições objetivas e intrínsecas de saúde dos indivíduos - inexistência de doenças físicas, por exemplo, e também permite acessar aspectos relacionados à saúde mental e social dos indivíduos que também levam a casos de internação, e podem ser consideradas como indicativo da chance de obtenção de plano de saúde (BRASIL, 2019; WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2015; KARIMI; BRAZIER, 2016; JENNINGS; LARSON; YUN 2016).

Medidas de saúde objetivas também foram adicionadas, tais como a presença de doença crônica, em que a literatura aponta uma maior probabilidade de ter plano de saúde e precisar de internação. Indivíduos sem seguro e com doença crônica são mais propensos a receber cuidados adequados para gerenciar sua condição de saúde (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017; SENGUPTA; ROOJ, 2019).

Já o uso de tabaco está relacionado a um fator de risco e saúde preventiva, assim, é de conhecimento que fumar aumenta a probabilidade de doenças futuras podendo interferir na decisão do indivíduo em obter

ou não seguro saúde bem como no aumento de internação devido a complicações como câncer de pulmão, laringe, faringe etc.

O nível socioeconômico medido pela educação e renda tende a denotar uma maior probabilidade de possuir plano de saúde dado seu maior poder aquisitivo e acesso ao conhecimento. No entanto, cabe salientar que indivíduos com renda muito alta podem optar pela não obtenção do seguro saúde já que possuem condições de arcar com quaisquer eventuais despesas com recursos próprios. Em contrapartida, a falta de saneamento básico e água potável indicam fontes de possíveis doenças e, portanto, estão associados a um alto nível de utilização de serviços de saúde, em contrapartida, são menos suscetíveis a terem plano de saúde dado que são um indicativo de famílias mais vulneráveis e de baixo poder aquisitivo (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017; SENGUPTA; ROOJ, 2019).

Na próxima seção será apresentado o método de regressão de cópula semiparamétrica utilizada para estimar os resultados da presente pesquisa.

### 3.2 Regressão de cópula semiparamétrica

Um problema presente na mensuração da assimetria de informação em planos de saúde refere-se a endogeneidade (viés de seleção) da amostra uma vez que a preferência pela obtenção de plano de saúde está diretamente relacionada a aspectos não observáveis, tais como, aversão ao risco, histórico familiar, propensão a doenças, que não são passíveis de mensuração (SHANE; TRIVEDI, 2012; SENGUPTA; ROOJ, 2019). Em vista disto, Radice, Marra e Wojtyś (2016) elaboraram uma estratégia empírica de equações simultâneas e regressões de cópula semiparamétrica, que além de mitigar os problemas de viés de seleção da amostra, gerenciam simultaneamente os efeitos de covariável não linear e distribuição bivariada não normal entre as equações do modelo. Destaca-se que técnicas semi-paramétricas são mais flexíveis na determinação da distribuição subjacente (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016).

O modelo considera duas equações para desfechos binários ou contínuos, a primeira referente (ao tratamento ( $y_{1i}$ ) e a segunda ao resultado ( $y_{2i}$ ) para  $i=1, \dots, n$ , onde  $y_{vi} \in \{0,1\}$ , onde  $v$  é 1 ou 2 e  $n$  é o tamanho da amostra. O  $y_{vi}$  observado é determinado por uma variável contínua latente  $y_{vi}^*$  tal que  $y_{vi}^* = 1$  ( $y_{vi}^* > 0$ ) onde 1 é a função do indicador clássico. Supõe-se ainda que,  $y_{vi}^* \sim N(\eta_{vi}, 1)$  onde  $\eta_{vi}$  é um preditor linear para  $v=1,2$ . A probabilidade do evento ( $y_{1i} = 1, y_{2i} = 1$ ) é definida pela representação de cópula: (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016; SENGUPTA; ROOJ, 2019)

$$P(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1) = C(P(y_{1i} = 1), P(y_{2i} = 1); \theta), \quad (1)$$

Onde  $P(y_{1i} = 1) = \Phi(\eta_{vi})$ ,  $\Phi(\cdot)$  é uma função cumulativa da distribuição gaussiana univariada padrão,  $C$  é uma função cópula de dois locais e  $\theta$  é um parâmetro que mede dependência entre os dois marginais  $P(y_{1i} = 1)$  e  $P(y_{2i} = 1)$ .

Uma das vantagens da utilização de cópula consiste em distribuições marginais advindas de famílias diferentes, além disto, o uso de cópulas é útil nos casos em que a distribuição conjunta é desconhecida (NELSEN, 2006). Além disto, o método de cópula se destaca por estimar modelos não lineares com variáveis explicativas endógenas além de permitir diferentes formas para função de cópula, permitindo aos pesquisadores explorar várias estruturas de dependência que podem se ajustar melhor aos dados (ZIMMER, 2018; MARRA; RADICE; ZIMMER, 2020).

Em suma, cópulas podem ser entendidas como funções que unem funções de distribuição multivariada a suas funções de distribuição marginal unidimensional (NELSEN, 2006). As propriedades de uma função cópula são:

- i) não decrescente e contínua à direita a cada componente;
- ii) distribuições marginais;
- iii) o volume de um retângulo através de cada cópula é não negativo (SILVA, 2018).

As cópulas utilizadas podem ser Clayton, Frank, Gaussian, Gumbel e Joe. Na tabela 2 é possível constatar os parâmetros das faixas de coeficiente de dependência segundo tipo de cópula:

**Tabela 2-** Faixa de parâmetro do coeficiente de dependência por funções cópula

Cópula	Média para $\theta$	$\theta_*$
Clayton	$\theta \in (0, \infty)$	$\log(\theta - \epsilon)$
Frank	$\theta \in \mathbb{R} \setminus 0$	$\theta - \epsilon$
Gaussian/Student-t	$\theta \in [-1, 1]$	$\tanh^{-1}(\theta)$
Gumbel	$\theta \in [1, \infty)$	$\log(\theta - 1)$
Joe	$\theta \in (1, \infty)$	$\log(\theta - 1 - \epsilon)$

Fonte: Radice, Marra e Wojtyś (2016).

O tipo de cópula mais apropriada a ser utilizada no modelo será selecionada com base no critério de informação de Akaike (AIC). Neste trabalho, seguindo o aplicado por Sengupta e Rooj (2019) testou-se as cópulas Normal, Farlie, Student-t, Gumbel, Clayton, Joe e Ali-Mikhail-Haq, sendo que as cópulas Clayton, Gumbel e Joe também foram testadas para as variações 90 e 270 graus.

Após selecionada a cópula, o resultado das equações simultâneas medirá os efeitos em  $y_{1i}$  (plano de saúde) e  $y_{2i}$  (demanda por saúde), isto é, como o tratamento (plano de saúde) altera a variável resposta (demanda por saúde). O efeito do tratamento é dado pela diferença entre o resultado esperado com o tratamento e o resultado esperado sem tratamento, medido pelo efeito médio do tratamento (SATE) na amostra, segundo Radice, Marra e Wojtyś (2016):

$$SATE(\delta, X) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P(y_{2i} = 1 | y_{1i} = 1) - P(y_{2i} = 1 | y_{1i} = 0) \quad (2)$$

Onde

$$P(y_{2i} = 1 | y_{1i} = 1) = \frac{c(\Phi(\eta_{1i}), \Phi(\eta_{2i}^{(y_{1i}=1)}); \theta)}{\theta(\eta_{vi})} \quad (3)$$

$$P(y_{2i} = 1 | y_{1i} = 0) = \frac{\Phi(\eta_{2i}^{(y_{1i}=0)})c(\Phi(\eta_{1i}), \Phi(\eta_{2i}^{(y_{1i}=1)}); \theta)}{\theta(\eta_{vi})} \quad (4)$$

$\eta_{2i}^{(y_{1i}=1)}$  representa o preditor linear avaliado por  $y_{1i} = r$  onde  $r=1$  se o indivíduo possuir plano de saúde e  $r=0$  caso contrário. O  $SATE(\delta, X)$  pode ser estimado usando  $SATE(\hat{\delta}, X)$  enquanto um intervalo de confiança para ele pode ser obtido empregando-se o método delta. Um valor zero de  $\theta$  indica nenhuma associação entre as duas equações, ou seja, o plano de saúde não infere na demanda pelo serviço internação (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016; SENGUPTA; ROOJ, 2019).

Neste trabalho, a especificação proposta da equação para seguro saúde (equação de tratamento) e demanda por saúde (equação de resultado) são dados, respectivamente, pelas equações (5) e (6) abaixo:

$$y_{1i} = \alpha_{10} + \alpha_{11}SEXO + \alpha_{12}COR + \alpha_{13}ESTADOCIVIL + \alpha_{14}DOENÇACRONICA + \alpha_{15}SAUDERETRATADA + \alpha_{16}TABACO + \alpha_{17}EDUCAÇÃO + \alpha_{19}REGIÃO + \alpha_{111}SANEAMENTO + \alpha_{112}ÁGUA + s_{11}IDADE + \alpha_{12}TAMANHOFAMILIA + \alpha_{13}RENDA + s_{14}EDUCAÇÃO + \epsilon_1 \quad (5)$$

$$y_{2i} = \alpha_{20} + \alpha_{21}PLANODESAÚDE + \alpha_{22}SEXO + \alpha_{23}COR + \alpha_{24}ESTADOCIVIL + \alpha_{25}DOENÇACRONICA + \alpha_{26}SAUDERETRATADA + \alpha_{27}TABACO + \alpha_{28}EDUCAÇÃO + \alpha_{29}REGIÃO + \alpha_{211}SANEAMENTO + \alpha_{212}ÁGUA + s_{21}IDADE + s_{22}TAMANHOFAMILIA + s_{23}RENDA + s_{24}EDUCAÇÃO + \epsilon_2 \quad (6)$$

Onde  $s_{ij}$  são funções suaves desconhecidas em que  $j=1,2$  e  $i=1,2,3,4$ ;  $y_{1i}$ =plano de saúde e  $y_{2i}$ =demanda por saúde. As variáveis idade, tamanho da família, renda e escolaridade foram tratadas como contínuas em funções *smooth* no qual essas variáveis afetam o tratamento e resultado de forma não linear. Isto é, a especificação não linear surge do fato de que essas covariáveis incorporam os efeitos da produtividade e do ciclo de vida (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016).

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na amostra coletada (tabela 1) tem-se que 14,1% dos indivíduos possuíam seguro de saúde com direito a internação, já considerando apenas os planos de saúde público e privado esta porcentagem é de 3,3% e 10,8% respectivamente. Constatou-se que 6,8% de indivíduos foram hospitalizados no período de 365 dias que precedem a data da pesquisa, destas internações os principais motivos foram por tratamento clínico (46,11 %), cirurgia (32,55 %), parto cesáreo (7,29 %), parto normal (5,28 %), exame complementar de diagnóstico (5,19%), outros motivos (1,90%) e tratamento psiquiátrico (1,68 %). A idade média da amostra é de 39,7 anos, 47% são homens, 34 % brancos, 38 % casados, 77 % residi na zona urbana, 44 % foram diagnosticados com alguma doença crônica, 67 % retratam sua saúde como muito boa ou boa, 13 % são fumantes, 44 % possuem saneamento adequado e 97 % têm água potável. Ainda, a média educacional corresponde a um valor de 8,017 que corresponde entre os níveis fundamental e médio e o rendimento médio per capita domiciliar é de R\$ 1471,89 reais.

Na tabela 3 encontram-se o Critério de Informação de Akaike (AIC) estimado para todos os modelos de cópulas ajustados que nos permitirá selecionar a cópula mais adequada para realizar a regressão. Destaca-se que este é um passo importante na análise, a depender do tipo de cópula as distribuições podem ser distintas e por isto sua escolha deve ser respaldada estatisticamente (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016).

Os menores valores AIC determinaram que a cópula Clayton deverá ser utilizada para a estimação do modelo de plano de saúde agregado e plano de saúde público (servidor municipal, estadual ou militar) e a cópula Clayton rotação 270° graus para a estimação do plano de saúde privado (não servidor).

**Tabela 3-** O AIC estimado para todos os modelos de cópula ajustados, Brasil, 2019

Cópula	Modelo Plano de saúde agregado	Modelo Plano de saúde não servidor (privado)	Modelo Plano de saúde servidor (público)
Normal	70.954,16	67.332,09	48.069,90
Frank	70.955,09	67.332,74	48.071,65
Student-t	70.955,09	67.332,74	48.071,65
<b>C90</b>	<b>70.955,20</b>	<b>67.332,79</b>	<b>48.069,84</b>
Joe90	70.955,56	67.332,93	48.069,84
<b>C270</b>	<b>70.955,56</b>	<b>67.330,97</b>	<b>48.069,84</b>
JoE270	70.955,13	67.332,43	48.069,84
G270	70.955,30	67.332,70	48.069,84
AMH	70.954,97	67.332,69	48.071,59
C0	70.953,64	67.331,55	48.069,68
Joe0	70.955,56	67.330,98	48.069,84
G0	70.954,84	67.332,51	48.070,28

Fonte: Elaborado pela autora (2021).

Os resultados empíricos das equações de tratamento (plano de saúde como variável resposta) e resultado (hospitalizações como variável resposta) confirmaram a presença de assimetria de informação na demanda por saúde medida pela hospitalização para os modelos plano de saúde agregado a um nível de significância de 10 % e para o modelo de plano de saúde privado a um nível de significância de 1 %. No entanto, as evidências não foram corroboradas para o modelo de plano de saúde público (tabela 4). Este resultado sugere que a cobertura de seguro privado é a fonte onde ocorre o problema informacional no Brasil.

Segundo Phelps (2018) um mecanismo para resolver o problema de assimetria de informação nos seguros de saúde é o uso de grandes grupos, como por exemplo, aqueles reunidos na força de trabalho. Ainda, de acordo com Bhattacharya, Hyde e Tu (2013) uma das maneiras pelos quais os mercados de

seguros poderiam minimizar os problemas de assimetria de informação seria a oferta de contratos vitalícios antes que as diferenças de saúde apareçam. No caso do plano público pode-se argumentar situação similar a descrita pelos autores, dado que o seguro saúde é fornecido para todos os funcionários independente do seu estado de saúde vigente, isto é, os segurados não têm vantagens informacionais sobre a seguradora. Assim, ao considerar o plano de saúde público fornecido para servidores municipais, estaduais e federais (força de trabalho) justifica-se o sinal insignificante deste grupo.

Em suma, vê-se que possuir plano de saúde aumenta a demanda por serviço de saúde, isto é, pacientes segurados são mais propensos a serem hospitalizados do que aqueles sem qualquer cobertura de seguro saúde ou com plano de saúde público. Isto pode ocorrer pois planos de saúde privado incorrem em dispêndio do bolso do próprio indivíduo. A sobreutilização de saúde pode ocorrer pelo lado da demanda – induzida pelo paciente - em que o indivíduo requer ou aceita a internação mais facilmente do que sua contrapartida não segurada ou pelo lado da oferta – induzido pelo médico -, isto é, ao possuir conhecimento de que o indivíduo tenha plano de saúde, o médico pode ficar mais inclinado a solicitar a internação do paciente (SENGUPTA; ROOJ, 2019). Devido a limitação de dados, não é possível distinguir entre a super utilização de serviços de saúde impulsionada pela demanda e/ou pela oferta.

Estes resultados corroboram com a literatura nacional e internacional [Cameron et al. (1988), Coulson et al., (1995), Bahia et al. (2002), Simões (2003), Barros, Machado, Sanz-de-Galdeano (2008), Andrade e Maia (2009), Shane e Trivedi (2012), Radice, Marra e Wojtyś (2016), Sengupta e Rooj (2019) e Maia, Andrade e Chein (2020)] que também encontraram evidências de assimetria de informação em seus estudos. Simões (2003), Nishijima et al. (2007), Andrade e Maia (2009) e Maia, Andrade e Chein (2019) no caso de consultas médicas. Os autores Andrade e Maia (2009) também encontraram as mesmas evidências quando analisado a variável resposta internação e Maia, Andrade e Chein (2019) para a variável número de exames.

**Tabela 4 - Resultados empíricos das equações de tratamento e de resultado, Brasil, 2019**

Modelo/Cópula	Modelo Plano de saúde agregado		Modelo Plano de saúde não servidor (privado)		Modelo Plano de saúde servidor (público)	
	Equação tratamento (plano de saúde)	Equação resposta (internação)	Equação tratamento (plano de saúde)	Equação resposta (internação)	Equação tratamento (plano de saúde)	Equação resposta (internação)
Plano de saúde		0,111***		0,172*		-0,065
Idade	5,840	4,498*	5,849*	4,476*	1,151	3,058
Sexo	0,175*	-0,248*	0,179*	-0,249*	0,092*	-0,244*
Cor	0,054*	0,002	0,127*	0,0002*	-0,048*	0,008
Estado civil	0,094*	0,005*	0,085*	0,056*	0,110*	0,058*
Local de moradia	0,338*	0,024	0,266*	0,024	0,515*	0,032
Tamanho família	2,241*	3,569**	2,366**	3,594*	3,055*	3,559*
Doença crônica	0,175*	0,362*	0,146*	0,361*	0,163*	0,366*
Tabaco	-0,152*	0,034	-0,159*	0,034	-0,074*	0,031
Saúde retratada	0,204*	-0,314*	0,179*	-0,314*	0,235*	-0,306*
Educação	8,802*	2,843**	8,785**	2,899*	8,869*	3,120*
Renda	8,940*	1,000	8,932*	1,000	1,000*	6,946*
Saneamento	0,225*	-0,016	0,266*	-0,019	0,047*	-0,007
Água	0,133**	-0,053	0,171*	-0,053	0,021*	-0,052
Constante	-2,237*	-1,387	-2,363*	-1,386*	-2,911*	-1,389*

Fonte: Elaborado pela autora (2021).

Nota: \* significante a 1%, \*\* significante a 5%, \*\*\* significante a 10%.

Em relação a análise de significância e sinal esperado das variáveis observáveis, dado que a presença de assimetria de informação (seleção adversa e *moral hazard*) foi confirmada para o modelo de saúde privado, a análise será discutida sobretudo para este modelo (colunas 3 e 4 da tabela 4). De forma geral, há a confirmação da seleção adversa nos planos de saúde visto pela significância de variáveis de alto risco na probabilidade de ser segurado (equação de tratamento), tais como idade, doença crônica e saúde retratada (BHATTACHARYA, J.; HYDE, T.; TU, 2013). Também é verificada desigualdades socioeconômicas, onde pessoas brancas com melhores renda, nível educacional e condições de vida (saneamento e água) são mais prováveis a possuírem plano de saúde.

O avanço na idade está associada a uma maior probabilidade de possuir plano de saúde e ser internado. Isto ocorre, pois, a idade avançada é um fator de risco dado que ao longo do ciclo da vida o organismo se torna mais debilitado e frágil tornando os problemas de saúde mais graves e frequentes com o passar do tempo e, portanto, inferindo em uma maior possibilidade de adoecimento e necessidade de cuidados de saúde (SILVA; SANTOS; BALBINOTTO NETO, 2016; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017; GOBI et al., 2019).

No referente ao sexo, homens são, em grande parte dos domicílios brasileiros, os chefes de família e, portanto, possuem o poder monetário e de decisão sobre a alocação da renda que pode estar inferindo sobre a maior probabilidade desse público em ter plano de saúde. Por outro lado, mulheres demandam mais serviços de saúde de rotina e visitas ao médico capazes de aumentar a chance de internação, ainda, este quantitativo pode estar sendo impulsionado pela internação por motivo de parto (FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017; GOBI et al., 2019; (SENGUPTA; ROOJ, 2019).

Ser de cor branca aumenta as chances de o indivíduo ter plano de saúde e ser internado. As diferenças étnicas no estado de saúde podem ser explicadas pelo caráter discriminatório, segundo Folland, Goodman e Stano (2017) parte destas desigualdades são de origem social incorrendo em situações de relutância na procura de atendimento por parte deste grupo ou de tratamentos diferenciados no que concerne a assistência médica. Ainda, no Brasil, a população não branca pertence aos estratos mais pobres da sociedade, sobretudo os pardos e pretos, em que o poder aquisitivo para cuidados médicos tanto no quesito acesso (plano de saúde privado) quanto consumo (internação) é mais limitado (FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017; MATIJASEVICH ET AL., 2008; PEREIRA ET AL. 2017).

No que concerne ao estado civil, a regressão indicou que ser casado tem uma associação positiva com a busca de serviço de saúde e a probabilidade de possuir seguro saúde, corroborando com os trabalhos de Bastos et al. (2011), Hernandez (2011) e Silva, Torres e Peixoto (2020).

No caso da região de origem, residir em zona urbana é estatisticamente significativo com a probabilidade de ter plano de saúde, mas sem significância para regressão com variável resposta internação. O argumento da literatura aponta que pessoas residentes da zona urbana sofrem mais com a poluição (sonora, de água, ar), doenças transmissíveis e estresses cotidianos, como congestionamentos e filas que impulsionam sua escolha em adquirir plano de saúde, além disto, possuem um maior leque no que concerne as possibilidades de acesso e opções de seguro saúde. Por outro lado, residentes da zona rural enfrentam maiores distâncias de viagem necessárias (FAYISSA; TRAIAN, 2005; SILVA; SANTOS; BALBINOTTO NETO, 2016; RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2017; SENGUPTA; ROOJ, 2019; GOBI ET AL., 2019).

O tamanho da família está associado a uma maior probabilidade de possuir plano de saúde e internação confirmando a hipótese de que um número maior de membros na família dificulta a viabilidade de arcar por fontes próprias qualquer eventualidade ocasionada por motivo doença (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016; SENGUPTA; ROOJ, 2019).

Fatores de risco tais como doença crônica e uso de tabaco afetam significativamente a decisão de obter seguro e uso de saúde. Ter doença crônica está associado a uma maior expectativa de obtenção de plano de saúde e internação, isto ocorre, pois, os gastos com o cuidado deste tipo de doença são geralmente grandes, bem como um aumento considerável da probabilidade de atendimento hospitalar para tratamento, quimioterapia e cuidados paliativos (SENGUPTA; ROOJ, 2019).

Com relação ao uso de tabaco os achados corroboram a narrativa da comunidade médica, e vai de encontro a literatura teórica empírica sobre o tema de que fumar diminui o nível de bem-estar físico e mental, bem como, agravam morbidades (tais como, doenças crônicas, doenças do aparelho respiratório e



doenças cardiovasculares) e probabilidade de internação (SILVA; SANTOS; BALBINOTTO NETO, 2016; DA SILVA et al., 2017; GOBI ET AL., 2019; INCA, 2021). Destaca-se, no entanto, o resultado contraintuitivo de que fumar diminui as chances de ter plano de saúde, esperava-se que como este é um fator de risco, os indivíduos que fazem uso do tabaco teriam uma propensão maior a obter plano de saúde.

A saúde reportada também apresentou sinais opostos nas regressões de tratamento e resultado, enquanto a autoavaliação de saúde como muito boa ou boa aumenta a probabilidade de ter plano de saúde, ela irá diminuir a demanda por saúde (internação). Neste caso, argumenta-se que estes indivíduos optem por ter plano de saúde dado sua aversão ao risco e seu desejo em manter o bom estado de saúde. Ainda, indivíduos com acesso a plano de saúde fazem mais exames de rotina e *checkups* periódicos o que auxilia na detecção precoce das doenças minimizando a probabilidade de surgimento de doenças graves e por isto, pode estar associado a um maior bem-estar e certeza quanto a sua qualidade de vida (DICKIE, 2005; BERNAL; CARPIO; KLEIN, 2017). Por outro lado, a internação refere-se a Atenção Terciária, isto é, quando o motivo doença perdura e está em processo avançado que requer atendimento altamente especializado como cirurgias e exames mais invasivos (BRASIL, 2021).

Para as variáveis socioeconômicas (educação, renda, saneamento adequado e água potável) tem-se que quanto maior o nível educacional e renda, bem como residir em domicílios com saneamento básico adequado e ter acesso a água potável aumentam a probabilidade de obtenção de plano de saúde, no entanto, apenas a variável educação foi estatisticamente significativa com a chance de internação. Em suma, uma maior escolaridade facilita a busca de informações referente aos benefícios de adquirir seguro saúde bem como a procura por serviços de saúde (GOBBI et al. 2019). Já para as demais variáveis – renda, saneamento adequado e água potável- considera-se que são pessoas de condições mais favoráveis socioeconomicamente e portanto mais suscetíveis a terem plano de saúde dado que são um indicativo de famílias com alto poder aquisitivo (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2016; SENGUPTA; ROOJ, 2019).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste ensaio foi analisar se há presença de assimetria de informação (seleção adversa e *moral hazard*) no seguro saúde para a população em idade ativa (18 a 60 anos) do Brasil em 2019. Foram estimados três modelos (agregado, público e privado) por regressões de cópula semiparamétrica. Esta abordagem econométrica foi utilizada, sobretudo, para mitigar o problema de endogeneidade presente nos dados. A variável resposta para mensuração da demanda de saúde foi a hospitalização ocorrida nos 365 dias precedentes a realização da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS).

Os resultados indicaram que a presença de assimetria de informação ocorre especialmente no caso de plano de saúde privado. As implicações da existência de assimetria de informação referem-se a falhas de mercado na saúde suplementar brasileira, que gera perdas econômicas e de bem-estar, afetando sobretudo a população mais vulnerável.

Ainda, quando analisado as variáveis observáveis tem-se que ser mais velho, branco, casado, residir na zona urbana, ser de família grande, possuir doença crônica, não fumar, ter saúde retratada como muito boa ou boa, alta escolaridade e renda, saneamento adequado e acesso a água potável aumentam a probabilidade de ter plano de saúde. Similarmente na regressão resposta, os resultados estatisticamente significativos inferiram que ter idade avançada, ser mulher, da cor branco, casado, fazer parte de uma família grande, ter doença crônica, fumar, autoavaliar a saúde como regular, ruim ou muito ruim e alta escolaridade aumentam a demanda de saúde (internação).

Destaca-se que a contribuição do trabalho também consistiu em considerar um modelo de estimação robusto e que foi capaz de capturar e levar em conta o viés de seleção da amostra a partir da utilização de cópulas semiparamétricas. Neste sentido, foi possível gerar resultados confiáveis e robustos para a verificação da presença de um dos maiores problemas econômicos e informacionais que levam a imperfeições no mercado de Saúde Suplementar brasileiro - a assimetria de informação. As limitações do trabalho residem na disponibilidade de dados onde só foi possível avaliar um ponto do tempo, análises longitudinais poderiam inferir em conclusões mais precisas uma vez que acompanham cada indivíduo ao longo do ciclo de vida. Em relação a indicação de trabalhos futuros, aconselha-se avaliar a demanda de

saúde por outras *proxies*, por exemplo, uso de medicamentos, exames e consultas médicas e odontológicas. Destaca-se ainda, como recomendação para pesquisas a análise do tempo de permanência de internação como complemento do uso da variável dicotômica (foi ou não internado). Também seria pertinente a desagregação regional ou investigações específicas por seguradora. Análises que identifiquem plano pago pelo empregador ou do próprio bolso do indivíduo também são válidas. Também é interessante o cálculo do valor e magnitude das perdas advindas do problema informacional.

Como destacam Battacharia, Hyde e Tu (2014, p.223) – é impossível compreendermos o modo como o seguro saúde funciona sem um entendimento do problema de *moral hazard*. Este artigo procurou mostrar como ele é importante e significativo no contexto brasileiro recente, fornecendo estimativas robustas e lidando com significativos problemas econométricos referente a estimação deste problema. Deste modo esperamos ter contribuído para um melhor entendimento do problema, bem como fornecendo evidências robustas para a estruturação de políticas públicas baseadas em evidências para os formuladores de políticas regulatórias em saúde.

## REFERÊNCIAS

- AKERLOF, George A. The Market for “Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. **Quarterly Journal of Economics**, v.84, n.3, p. 488-500, 1970.
- ANDRADE, M. V.; MAIA, A. C. Diferenciais de Utilização do Cuidado de Saúde no Sistema Suplementar Brasileiro. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 39, n. 1, p. 7-38, 2009.
- AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE- ANS. Mapa Assistencial da Saúde Suplementar 2019. 2020.
- ARROW, K.J. Uncertainty and Welfare Economics of Medical Care. **American Economic Review**, v. 53, n. 5, 941-973, 1963.
- ARROW, K.J. Economics of Moral Hazard: Futher Comment. **American Economic Review**, v. 58, n.1 (part 1), p.537 – 539, 1968.
- BAHIA, L. et al. Segmentação da Demanda dos Planos e Seguros Privados de Saúde: uma Análise das Informações da PNAD/98. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, p. 671-686, 2002.
- BAKER, T. On the Genealogy of Moral Hazard. **Texas Law Review**, v. 72, n.5, p. 237-292, 1996.
- BARROS, P. P.; MACHADO, M. P.; SANZ-DE-GALDEANO, A. Moral Hazard and the Demand for Health Services: a Matching Estimator Approach. **Journal of Health Economics**, v. 27, n. 4, p. 1006-1025, 2008.
- BARROS, P.P. **Economia da Saúde: Conceitos e Comportamento**. Almedina, segunda edição revista, 2009.
- BARROS, P.P; MARTINEZ-GIRALD, X. **Health Economics: An Industrial Organization Perspective**. Routledge 2012.
- BASTOS, G. A. N. et al. Utilização de Serviços Médicos no Sistema Público de Saúde no Sul do Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 45, p. 475-484, 2011.
- BERNAL, N.; CARPIO, M. A.; KLEIN, T. J. The Effects of Access to Health Insurance: Evidence from a Regression Discontinuity Design in Peru. **Journal of Public Economics**, v. 154, p. 122-136, 2017.
- BHATTACHARYA, J.; HYDE, T.; TU, P. **Health Economics**. Macmillan International Higher Education, 2013.
- BRASIL. Pesquisa Nacional da Saúde- PNS. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/9160-pesquisa-nacional-de-saude.html>. Acesso em: 30/junho/2021.
- BRUNETTI, L. Assimetria de Informação Mercado Brasileiro de Saúde Suplementar: Testando a Eficiência dos Planos de Cosseguro. Dissertação (**Mestrado em Economia Aplicada**) - Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.
- COULSON, N. E. et al. Estimating the Moral-Hazard Effect of Supplemental Medical Insurance in the Demand for Prescription Drugs by the Elderly. **American Economic Review**, v. 85, n. 2, p. 122-126, 1995.
- CUTLER, D. M.; ZECKHAUSER, R.J. The Anatomy of Health Insurance. In: **Handbook of Health Economic**, p. 563-643, In: CULYER, A. J. e NEWHOUSE, J.P, v.1A, North Holland, 2000.

DA SILVA, C. L. et al. Atividade física de lazer e saúde: uma revisão sistemática. **Mudanças - Psicologia da Saúde**, v. 25, n. 1, p. 57-65, 2017.

DICKIE, M.. Parental Behavior and the Value of Children's Health: A Health Production approach. **Southern Economic Journal**, p. 855-872, 2005.

EINAV, L. e FINKELSTEIN, A. Moral Hazard in Health Insurance: What we Know and How we Know It. **Journal of European Economic Association**, v.16, n.4, p. 957-982, 2018.

EHRlich, I. ; BECKER, G.S. Market Insurance, Self-insurance, and Self-protection. **Journal of Political Economy**, v.80, p.623-648.

ELDRIDGE, D; KO, C; ONURI e VELAMURI,M. The Impact of Private Hospital Insurance on Utilization of Hospital Care in Australia: Evidence from National Health Survey. **School of Economics, La Trobe University Working Papers**, 2011.01, 2010.

FINKELSTEIN, A. **Moral Hazard in Health Insurance**. Columbia University Press, New York, 2015.

FAYISSA, B.; GUTEMA, P.. Estimating a Health production function for Sub-Saharan Africa (SSA). **Applied Economics**, v. 37, n. 2, p. 155-164, 2005.

FOLLAND, S.; GOODMAN, C. A.; STANO, M. **The Economics of Health and Health Care**. Routledge 8th, 2017.

GOBI, J. R. et al. Função de Produção de Saúde para o Brasil: Análise pelo Modelo de Grossman. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 50, n. 1, p. 85-100, 2019.

GODOY, M. R.; NETO, G. B.; BARROS, P. P. A Regulamentação do Setor de Saúde Suplementar no Brasil e Risco Moral: Uma Aplicação da Regressão Quantílica Para Dados de Contagem. 2009.

HERNANDES, E. S. C. Idosos com e sem plano de saúde no município de São Paulo: estudo longitudinal, 2000-2006. **Tese de Doutorado**. Universidade de São Paulo, 2011.

MAIA, A. C.; ANDRADE, M. V.; CHEIN, F. Ex-ante moral hazard: empirical evidence for private health insurance in Brazil. **Nova Economia**, v. 29, p. 987-1008, 2020.

MARRA, G.; RADICE, R.; ZIMMER, D. M. Estimating the binary endogenous effect of insurance on doctor visits by copula-based regression additive models. **Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)**, v. 69, n. 4, p. 953-971, 2020.

MATIJASEVICH, A. et al. Widening Ethnic Disparities in Infant Mortality in Southern Brazil: Comparison of 3 Birth Cohorts. **American Journal of Public Health**, v. 98, n. 4, p. 692-698, 2008.

MELO, L. C. M. Assimetria de Informação a Partir da Regulação do Mercado de Saúde Suplementar no Brasil: Teoria e Rvidências. Dissertação de Mestrado (Economia). **Prêmio Instituto de Estudos em Saúde Suplementar**, 2016.

MORAES, D.A. de et al. Precarização do Trabalho Odontológico na Saúde Suplementar: Uma Análise Bioética. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 24, p. 705-714, 2019.

MORRIS, S; DEVLIN, N.; PARKIN,D; SPENCER, A. **Economics Analysis in Health Care**. Second Edition, Wiley, 2012.

NELSEN, R. **An Introduction to Copulas**, Springer, 2006.

NYMAN, J.A. The Value of Health Insurance. In: JONES, A.M. **The Elgar Companion to Health Economics**, Edward Elgar, 2006.

NISHIJIMA, M. et al. Consumo de Serviços Médicos e Risco Moral no Mercado de Seguro de Saúde Brasileiro. **XXXV Encontro Nacional de Economia**, 2007.

PAULY, M. V. The Economics of Moral Hazard: Comment. **The American Economic Review**, v. 58, n. 3, p. 531-537, 1968.

PEREIRA, I. F. da S. et al. Estado nutricional de menores de 5 anos de idade no Brasil: evidências da polarização epidemiológica nutricional. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 22, p. 3341-3352, 2017.

PHELPS, C. E. **Health Economics**, Routledge. 6th edition, 2018.

RADICE, R.; MARRA, G.; WOJTYŚ, M. Copula Regression Spline Models for Binary Outcomes. **Statistics and Computing**, v. 26, n. 5, p. 981-995, 2016.

RAMÍREZ H. A.; CARDONA J. J.; CADAVID M., R. The impact of subsidized health insurance on the poor in Colombia: evaluating the case of Medellín. **Economia Aplicada**, v. 17, p. 543-556, 2013.

ROTHSCHILD, M. e STIGLITZ, J.E. Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information. **Quarterly Journal of Economics**, v.90, p. 630-649.

- SANTOS, S. L.; TURRA, C. M.; NORONHA, K. 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.
- SAVAGE, E. e. WRIGTH, D. Moral Hazard and Adverse Selection in Australian Private Hospitals: 1989–1990. **Journal of Health Economics**, v. 22, p. 331-359, 2003.
- SENGUPTA, R.; ROOJ, D. The Effect of Health insurance on hospitalization: Identification of Adverse Selection, Moral Hazard and the Vulnerable Population in the Indian Healthcare market. **World Development**, v. 122, p. 110-129, 2019.
- SILVA, C.; SANTOS, A. M. A.; BALBINOTTO NETO, G. Função de Produção de Saúde para o Rio Grande do Sul em 2008. **Brazilian Journal of Health Economics**, v. 8, n. 2, p. 108-117, 2016.
- SHANE, D.; TRIVEDI, P. What Drives Differences in Health Care Demand? The Role of Health Insurance and Selection Bias. **Health, Econometrics and Data Group (HEDG) Working Papers**, v. 12, n. 09, 2012.
- SILVA, S. L. A.; TORRES, J. L.; PEIXOTO, S. V. Fatores associados à busca por serviços preventivos de saúde entre adultos brasileiros: Pesquisa Nacional de Saúde, 2013. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, p. 783-792, 2020.
- SIMÕES, K. A.; Risco Moral e Seleção Adversa no Mercado de Seguros de Saúde no Brasil: Evidências Baseadas na PNAD 98. (**Dissertação de Mestrado**). Departamento de Engenharia Elétrica, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.
- SLOAN, F. A.; HSIEH, C.R. **Health Economics**. MIT Press, 2017.
- SPENKUCH, J.L. Moral Hazard and Selection Among the Poor: Evidence from a Randomized Experiment. **Journal of Health Economics**, v. 31, n.1, p. 72-85, 2012.
- STANCIOLE, A. E. Incentivos e Risco Moral nos Planos de Saúde no Brasil. Dissertação (**Mestrado em Economia**) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.
- STIGLITZ, J. E.; WEISS, A.. Credit rationing in markets with imperfect information. **The American economic review**, v. 71, n. 3, p. 393-410, 1981.
- ZIMMER, D. Using copulas to estimate the coefficient of a binary endogenous regressor in a Poisson regression: Application to the effect of insurance on doctor visits. **Health Economics**, v. 27, n. 3, p. 545-556, 2018.
- ZWEIFEL, P. e MANNING, W.G. Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Care. In: CULYER, A. J. e NEWHOUSE, J.P. **Handbook of Health Economics**, v.1A, North Holland, 2000.
- ZWEIFEL, P. Voluntary Private Health Insurance. In: GLIED, S. e SMITH, P. **Oxford Handbook of Health Economics**, 2013.
- ZWEIFEL, P.; BREYER, F.; KIFMANN, M. **Health Economics**. Springer, 2009.