

Mecanismo de divisão de custos como inibidor do risco moral: uma análise para uma carteira de beneficiários de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG)

Nayara Abreu Julião * Mônica Viegas Andrade † Kenya Noronha ‡ Aline de Souza §

Resumo: Os mecanismos de divisão de custos têm sido propostos como forma de controlar o risco moral e promover maior eficiência dos sistemas de saúde. Este estudo analisa o efeito da coparticipação sobre a demanda por consultas eletivas e de urgência para uma carteira de beneficiários acompanhada longitudinalmente entre 2010 e 2018. Os dados foram disponibilizados por uma Operadora de Saúde de Belo Horizonte (MG) e compreendem 167.952 beneficiários com contrato individual e 21.085 beneficiários com contrato coletivo empresarial. As estimativas são baseadas em modelos para dados de contagem em painel com efeitos aleatórios. Para tentar controlar a presença de endogeneidade entre a escolha do plano e a utilização de serviços de saúde, incorporamos informações referentes à utilização passada e ao estado de saúde dos indivíduos. Ademais, estimamos modelos separados para os contratos individuais e coletivos. Os resultados mostram uma redução em torno de 11% a 18% nas consultas eletivas. Para as consultas de urgência, os resultados são mais heterogêneos e variam com o tipo de contratação, com a participação do usuário e com o tipo de plano.

Palavras-chave: risco moral, mecanismos de divisão de custos, plano de Saúde, setor de saúde suplementar no Brasil.

Abstract: Cost-sharing mechanisms have been proposed to control moral hazard and increase the efficiency of healthcare systems. This study analyzes the effects of co-payment on demand for elective visits and emergency department visits in a portfolio of beneficiaries followed longitudinally between 2010 and 2018. The data are from a health maintenance organization in Belo Horizonte (MG) and comprise 167,952 beneficiaries of individual private health insurance and 21,085 beneficiaries of employer-based private health insurance. The estimates are based on count-data panel models with random effects. We used health care utilization in the previous year and individuals' health status to control for endogeneity observed between plan choice and health service utilization. Furthermore, we estimate separated models for contracts of individual private health insurance and of employer-based private health insurance. The results show a decrease ranging from around 11% to 18% in elective visits. For emergency department visits, the results are more heterogeneous and vary according to the contract type, the share of the costs absorbed by the beneficiaries, and the type of plan.

Keywords: moral hazard, cost-sharing mechanisms, health private insurance, Brazilian private health insurance.

Área 8: Microeconomia, Métodos Quantitativos, Finanças.

Classificação JEL: I00, I13, I18

*Doutoranda em Economia (CEDEPLAR/UFMG). E-mail:nayaraajuliao@gmail.com

†Professora titular do departamento de economia (CEDEPLAR/UFMG).

‡Professora associada do departamento de economia (CEDEPLAR/UFMG).

§Mestranda em Economia (CEDEPLAR/UFMG).

1 Introdução

A presença de informação assimétrica no mercado de seguros de saúde é determinante para o surgimento de falhas de mercado que podem comprometer a eficiência do setor e o bem-estar da população. O risco moral, mais especificamente o risco moral *ex-post*, diz respeito às mudanças na estrutura de incentivos do consumidor, que resultam na utilização excessiva dos serviços de saúde. De posse de um seguro pleno, os indivíduos não têm incentivos para racionar a demanda visto que o custo marginal da utilização é zero. A elevação dos custos em saúde resultante do uso indiscriminado dos serviços é em última instância repassada aos consumidores na forma de prêmios de seguros mais caros (ZWEIFEL; MANNING, 2000; CUTLER; ZECKHAUSER, 2000). A existência desta falha de mercado independe da natureza de propriedade associada ao provimento dos bens de saúde, podendo ocorrer tanto em sistemas de financiamento público como em sistemas privado, embora seja mais comum nesse último (DONALDSON; GERARD, 1989).

A fim de racionalizar a sobreutilização dos serviços médicos, tradicionalmente, são propostos sistemas de divisão de custos com os beneficiários, sendo os principais mecanismos descritos pela literatura a franquia, o limite de dispêndio, o copagamento e o cosseguro. A franquia estabelece um valor fixo que deve ser pago pelo indivíduo antes de usufruir os benefícios do plano de saúde. O limite de dispêndio, por sua vez, determina um valor máximo que o beneficiário pode pagar por ano. Já o copagamento e o cosseguro são comumente denominados como pagamentos parciais, efetuados pelos indivíduos no momento da utilização dos serviços. A diferença entre os dois mecanismos é sutil e está associada ao tipo de cobrança: convencionou-se denominar o copagamento como uma tarifa fixa e a coparticipação como um percentual do valor do serviço utilizado (ZWEIFEL; MANNING, 2000).

Atualmente, praticamente todos os países apresentam alguma forma de mecanismo de divisão de custos (GOTTRET; SCHIEBER, 2006), sendo adotado inclusive em países com sistemas nacionais ou seguros sociais universais de saúde (GLOBERMAN, 2016). Os argumentos favoráveis ao uso desses mecanismos incluem o controle do risco moral (DONALDSON; GERARD, 1989), a proteção financeira das famílias por meio da ampliação da cobertura com a comercialização de planos mais baratos (QINGYUE; LIYING; BEIBEI, 2011) e a ideia de uma fonte adicional de receitas para os sistemas de saúde (SALTMAN; FIGUERAS; SALTMAN, 1997). Já os argumentos contrários estão pautados na ideia de que eles se constituem como uma barreira ao acesso, a pior adesão aos tratamentos e a postergação ou mesmo renúncia do cuidado no presente, resultando em maiores gastos futuros (FELS, 2020; KIIL; HOULBERG, 2014; HOLST, 2010).

A evidência empírica internacional já demonstrou de forma robusta que os mecanismos de divisão de custos são eficientes para controlar o problema de risco moral no comportamento do consumidor. A magnitude da redução, contudo, varia com a participação dos beneficiários no compartilhamento de custos e com o contexto local, sendo de difícil generalização (ZWEIFEL; MANNING, 2000). O *Rand Health Insurance*, um experimento randomizado controlado, financiado pelo governo americano na década de 70, é considerado o padrão ouro de evidência. Nesse estudo, as famílias foram aleatoriamente alocadas em 14 arranjos diferenciados de seguros saúde, incluindo o seguro pleno, cuja variação principal era o mecanismo de divisão imposto às famílias. A utilização dos diversos tipos de serviços consumida por essas famílias foi acompanhada por um período de até cinco anos. O resultado mais conhecido do estudo é a estimativa de -0.2 para a elasticidade-preço da demanda para os serviços de saúde em geral, exceto hospitalizações e serviços odontológicos (MANNING et al., 1987).

No Brasil, o desenho dos mecanismos de divisão de custos implementados é bastante simples, sendo proposto, na maior parte das vezes, somente um valor monetário fixo para cada serviço ou uma alíquota do valor total do serviço. Os estudos empíricos corroboram a presença de risco moral, atestando para o fato de que os indivíduos cobertos por planos de saúde apresentam utilização maior comparado aos indivíduos descobertos (MENEZES-FILHO; RICARDO, 2020; ANDRADE; MAIA, 2009; MAIA; ANDRADE; OLIVEIRA, 2006; BAHIA et al., 2002). Contudo, ainda sabemos muito pouco sobre os

efeitos dos mecanismos de divisão de custo como fator inibidor do risco moral. Foram encontrados até o momento apenas dois estudos, ambos utilizando dados de uma operadora de saúde em Fortaleza (MACIEL JUNIOR, 2011; BARBOSA, 2016). Em parte, essa lacuna pode ser explicada pela pouca disponibilidade de bases de dados que permitam tais investigações.

O objetivo desse estudo é preencher essa lacuna ao analisar o efeito da coparticipação como fator moderador do consumo de serviços de saúde para uma carteira de beneficiários de uma operadora de saúde em Belo Horizonte, acompanhada longitudinalmente entre 2010 e 2018. Mais especificamente, explora-se a variação observada na utilização dos serviços de saúde pelos beneficiários inscritos em diferentes tipos de contratos com valores de coparticipação distintos. A hipótese é a de que os beneficiários com planos coparticipativos internalizam parte dos custos monetários de obtenção dos serviços de saúde, reduzindo o consumo excessivo de cuidados médicos em comparação aos beneficiários com planos sem coparticipação. Como desfechos foram analisados o total de consultas eletivas e total de consultas de urgência.

Este estudo contribui com a literatura ao fornecer evidências empíricas sobre o efeito da coparticipação como fator inibidor do risco moral. Do ponto de vista das políticas em saúde é crucial, além da mensuração do risco moral, saber como os indivíduos reagem aos mecanismos de divisão de custos, tornando possível a regulamentação mais eficiente dos planos de saúde. Este estudo também apresenta contribuições substantivas em relação aos estudos anteriores. O acompanhamento longitudinal dos beneficiários, por um período de nove anos, proporciona vantagens em relação aos estudos de corte transversal ao controlar por características individuais e dos planos que podem mudar ao longo do tempo e afetar a demanda por serviços de saúde. Ademais, a presença de produtos com valores de coparticipação diferenciados permitiu avançar na discussão ao contrapor à presença ou não do efeito moderador (variável binária) para uma análise sobre diferentes níveis de coparticipação.

O artigo está estruturado em seis seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 apresentamos a base de dados. Em seguida apresentamos a estratégia empírica. Na seção 4 são apresentadas as estatísticas descritivas a respeito das variáveis dependentes e da variável de interesse, além do perfil das amostras de beneficiários. Os resultados das estimativas para as consultas eletivas e para as consultas de urgência são apresentados na seção 5. Na seção 6 concluímos o estudo apresentando nossas considerações finais e uma agenda de pesquisa.

2 Base de Dados

As informações utilizadas neste estudo foram disponibilizadas por uma operadora de saúde (OPS) em Belo Horizonte (MG). Trata-se de uma operadora de grande porte, que detém parcela significativa do mercado de planos da saúde na capital e conta ainda com uma rede articulada de serviços próprios, incluindo unidades hospitalares e centros de diagnósticos. Os registros administrativos compreendem o período de janeiro de 2010 a novembro de 2018 e estão organizados em três bancos de dados. O *banco de cadastro* contém informações relativas às características demográficas e informações relacionadas à contratação do plano de saúde. O *banco de utilização* abrange os registros de utilização dos serviços de saúde, incluindo o tipo e a quantidade de procedimentos, a data de utilização e o valor pago de coparticipação por procedimento. Por último, o *banco de morbidades* contém 87 dummies de morbidade, indicando a presença ou não para cada um dos indivíduos. As variáveis de identificação do beneficiário e do contrato, presente nos três bancos, possibilitou a junção das informações.

As amostras contemplam 167.952 beneficiários com contrato individual e 21.085 beneficiários com contrato coletivo empresarial, que apresentaram apenas um contrato durante o período. Os contratos coletivos foram selecionados a partir de um conjunto de sete empresas. Nesse tipo de contratação é comum haver subsídios empresariais em relação à coparticipação não sendo possível identificar a parcela atribuída ao beneficiário. Por essa razão, foi necessária a seleção de um conjunto de empresas

para as quais as regras de coparticipação são bem definidas e de conhecimento da OPS. Em ambas as amostras foi considerado o tempo mínimo de exposição dos beneficiários ao plano de 13 meses.

Os indivíduos estão expostos a três tipos de produtos: Plano A, com cobertura completa e rede ampla; Plano B, com coparticipação e rede ampla; Plano C, com coparticipação e rede restrita. Nos contratos individuais, os planos coparticipativos possuem três diferentes combinações de valores de mensalidade e coparticipação, produzindo uma variação *intra-produto* relevante para a análise. Nos contratos coletivos, entretanto, não é possível observar essa distinção, sendo negociados no máximo um ou dois produtos por empresa, os quais seguem uma regra de coparticipação única. Os três produtos analisados concentram a maior parte dos beneficiários e possuem a mesma cobertura em termos de procedimentos. É importante ressaltar que os valores de coparticipação não variam por especialidade médica, tipo de acomodação ou abrangência do produto.

Os dados foram organizados em um painel longitudinal anual. Como os beneficiários podem entrar e sair da carteira a qualquer momento, tem-se um painel desbalanceado. A variável dependente refere-se ao número de consultas realizadas no ano, construída de forma não condicional: se o beneficiário estava ativo no cadastro entre 2010 e 2018, mas só consultou no último ano, o total de consultas nos anos anteriores será igual à zero. A variável de interesse é a média dos valores de coparticipação pago pelo beneficiário no ano, mensurada em valores nominais. Para levar em consideração o processo gerador de zero nessa variável, adotamos a estratégia do preço sombra, baseada na imputação do valor médio anual de coparticipação da carteira, para os anos em que o beneficiário com produto coparticipativo não apresentou utilização.

3 Estratégia Empírica

A estratégia empírica explora a variação na utilização de serviços de saúde, considerando diferentes tipos de planos, com o intuito de analisar o efeito da coparticipação como fator moderador do consumo. As variáveis dependentes correspondem ao total de consultas eletivas e de consultas de urgência no ano. A justificativa para a análise separada por tipo de consulta decorre da diferença no comportamento do consumidor na decisão de utilização. Nas consultas eletivas o consumidor, em geral, tem maior soberania uma vez que ele é o responsável pela decisão do primeiro contato. As consultas de urgência, por sua vez, geralmente estão associadas a um choque exógeno de saúde e requer atendimento rápido a fim de evitar possíveis complicações. A partir de 2012, as consultas de urgência também passaram a ter valores diferenciados em relação as consultas eletivas nos contratos individuais, enquanto nos contratos coletivos essa mudança foi adotada em diferentes pontos do tempo. O ponto de partida para análise das consultas de urgência foi, portanto, a partir desta mudança.

Um das principais dificuldades de estimação de modelos de utilização que objetivam analisar os efeitos dos mecanismos de divisão de custos é a presença de endogeneidade observada entre a escolha do contrato e a utilização dos serviços de saúde, uma vez que essa, em geral, depende da utilização esperada (EINAV et al., 2013). Assim, é razoável que indivíduos em grupos de risco mais elevados escolham contratos com menor divisão de custos (mais generosos) o que afeta a utilização de serviços de saúde. Dessa forma, ao estimar o modelo, o termo de erro condicional estará correlacionado com a variável explicativa (indicadores de coparticipação) devido à variável omitida (grau de risco dos beneficiários). Uma maneira de solucionar o problema de endogeneidade seria estimar o modelo utilizando variáveis instrumentais. Para tanto, seria necessário encontrar uma variável que seja correlacionada com o tipo de contrato, mas não com o risco dos indivíduos. A existência e a escolha dessas variáveis não são triviais, sobretudo em bases de dados administrativas que apresentam um conjunto limitado de informações sobre os indivíduos. Neste estudo, para minimizar o problema de endogeneidade, utilizamos duas estratégias. A primeira foi incorporar nas estimativas informações de utilização passada e características associadas à condição de saúde dos beneficiários de modo a

tentar controlar para as diferenças de risco entre os indivíduos. Para tanto consideramos a variável dependente defasada, a internação no ano e a presença de morbididades. No entanto, mesmo controlando para essas medidas, o problema de endogeneidade pode não estar solucionado, uma vez que o histórico de utilização e o próprio estado de saúde é observado somente após a escolha dos indivíduos pelo tipo de contrato. A segunda estratégia foi estimar separadamente os modelos para contratos individuais e contratos coletivos. Nos contratos coletivos, a decisão pelo tipo de contrato está em geral mais associada ao conjunto de planos que o empregador oferece.

Inicialmente, estimamos o modelo considerando os três produtos conjuntamente o que permite uma variância maior nos valores de coparticipação. Essa estimação, entretanto, tem uma limitação devido à diferença na rede de prestadores entre os contratos do Plano C e os demais. O Plano C se diferencia dos outros planos por ter rede de serviços restrita, tida como o principal item de diferenciação nos preços das mensalidades. Para controlar as diferenças na rede de prestadores, realizamos estimações separadas considerando os produtos dois a dois (Plano A × Plano B – Plano A × Plano C). O Plano A, por não ter coparticipação, foi considerado como categoria de referência do modelo.

A equação estimada é especificada da seguinte forma:

$$y_{it} = \beta_0 + \gamma y_{(t-1)i} + \sum_{c=1}^n \beta_c d_{c,it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Sendo:

- y_{it} , o total de consultas do indivíduo i no período t ;
- $y_{(t-1)i}$, a variável dependente defasada;
- $d_{c,it}$, representa as faixas de coparticipação para indivíduo i no período t ;
- X é o vetor de controle que engloba características demográficas (sexo e idade), informações referentes ao plano (titularidade, número de membros no plano, tipo de acomodação, rede restrita e abrangência geográfica), estado de saúde (presença de comorbidade e internação) e outros controles como tempo de exposição, número de consultas fora da rede e *dummies* de ano.

A Tabela 1 sumariza as variáveis utilizadas nas equações de utilização.

Tabela 1 – Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Total de consultas	Total de consultas eletivas no ano. Total de consultas de urgência no ano.
Categorias de coparticipação	<i>Quantis</i> da despesa média de coparticipação no ano (mensurada em valores nominais).
Sexo	=1 se homem; =0 se mulher.
Faixa etária	0 – 4 anos; 5 – 9 anos; 10 – 14 anos; 15 – 18 anos; 19 – 23 anos; 24 – 28 anos; 29 – 33 anos; 34 – 38 anos; 39 – 43 anos; 44 – 48 anos; 49 – 53 anos; 54 – 58 anos; 59 – 64 anos; 70 – 74 anos; 75 – 79 anos; 80 ou mais.
Titularidade	=1 se titular; =0 caso contrário.
Número de indivíduos no plano	Número de indivíduos inscritos sob o mesmo número de contrato.
Acomodação	=1 se apartamento; =0 se enfermaria.
Rede restrita	=1 se tem rede restrita; =0 caso contrário.
Abrangência	=1 se estadual; =2 se nacional; =3 se regional.
Comorbidade	=0 sem nenhuma comorbidade; =1 se tem uma comorbidade; =2 se tem duas comorbidades; =3 se tem três comorbidades ou mais.
Número de consultas no ano anterior	Variável dependente defasada.

Continua na próxima página

Variáveis	Descrição
Internado	=1 se internado no ano; =0 caso contrário.
Tempo exposto	Tempo exposto acumulado.
Número de consultas fora da rede	Total de consultas fora da rede no ano (eletiva + urgência).
Anos	<i>Dummies</i> de ano.

Fonte: Registros administrativos de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG), 2010-2018.

Nota: A variável de abrangência geográfica só está presente nos planos coletivo empresarial.

4 Modelos Econométricos

Os modelos de dados em contagem são proeminentes na literatura econômica aplicada, em especial na economia da saúde, em que as variáveis dependentes geralmente assumem a forma de números inteiros não negativos com distribuição assimétrica positiva. Partindo deste princípio, os modelos que assumem distribuição de probabilidade discreta fornecem base teórica e empírica mais adequada (DEB; NORTON; MANNING, 2017). A base para essa classe de modelos está no modelo de Poisson, derivado de uma distribuição de Poisson que expressa a probabilidade de o evento ocorrer em um determinado período. As principais características da distribuição de Poisson incluem eventos independentes e média igual a variância, característica denominada equidispersão (HILBE, 2014; DEB; NORTON; MANNING, 2017). Em geral, os autores aconselham que todo processo de estimação de modelos de dados em contagem inicie pelo modelo de Poisson, dada a propriedade de robustez poderosa do modelo.

Todavia, as restrições impostas nos momentos condicionais de y são frequentemente violadas na prática, já que raramente a distribuição da variável dependente é equidispersa. Do ponto de vista analítico, ainda que as estimativas sejam consistentes, elas serão ineficientes se o processo gerador dos dados não assumir a forma de uma Poisson. Na presença de sobredispersão (variância maior que média) os erros-padrão são subestimados, fazendo com que algum preditor possa parecer significativo quando na verdade não é. Uma forma corrigir os erros-padrão é utilizar erros-padrão robustos. Contudo, a obtenção de erros-padrão corretos nesse caso não é garantia de estimativas eficientes (DEB; NORTON; MANNING, 2017; HILBE, 2011).

Para lidar com essa restrição foram propostos métodos alternativos. O Binomial Negativo (BN2) pode ser entendido como uma extensão do modelo de Poisson, desenvolvido para acomodar a sobredispersão. As causas para a sobredispersão são diversas e podem ser atribuídas a uma correlação positiva entre as respostas ou a um excesso de variação entre as probabilidades ou contagens de respostas, por exemplo. A sobredispersão também pode surgir quando eventos anteriores influenciam os eventos subsequentes (HILBE, 2014, p.82). Os autores costumam se referir à sobredispersão como uma heterogeneidade não observada. No contexto de utilização de serviços de saúde, a existência de diferenças não observadas no estado de saúde é frequentemente apontada como uma justificativa para a sobredispersão (DEB; NORTON; MANNING, 2017).

O que o Binomial Negativo faz é integrar um parâmetro α_i que reflita esta condição, $y_{it} \sim P[\alpha_i \exp(X'_{it}\beta)]$. Assumindo independência condicional, a densidade conjunta para observação para a i -ésima observação $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})$ é (CAMERON; TRIVEDI, 2005, p.802):

$$f(y_i|X_i, \alpha_i, \beta) = \prod_{t=1}^T \exp[-\alpha_i \exp(X'_{it}\beta)] [-\alpha_i \exp(X'_{it}\beta)]^{y_{it}} / y_{it}! \quad (2)$$

Uma abordagem menos paramétrica modela a média condicional como:

$$E[y_{it}|\alpha_{it}, X_{it}] = \alpha_{it} \exp(X'_{it}\beta) \quad (3)$$

$$= \exp(\gamma_i + X'_{it}\beta)$$

Na condição de $\alpha \rightarrow 0$ os resultados obtidos através dos modelos BN2 e Poisson convergem. Há, portanto, um ganho de eficiência no modelo Binomial Negativo ao relaxar o pressuposto de equidispersão do modelo de Poisson. Inicialmente, estimamos ambos os modelos assumindo efeitos aleatórios. Em seguida, utilizamos os testes de Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério Bayesiano de Schwarz (BIC) para avaliar a performance dos modelos de Poisson e Binomial Negativo. Uma regra usual diz que quanto menor o valor, melhor o ajuste do modelo (HILBE, 2014).

Como passo adicional, seguimos a abordagem adotada por Maia, Andrade e Chein (2020) e adotamos o método de Equações de Estimação Generalizada (GEE). Proposto inicialmente por Liang e Zeger (1986), o GEE é uma extensão dos Modelos Lineares Generalizados (GLM), desenvolvido para acomodar dados correlacionados. Uma característica importante dos modelos GLM é a suposição de independência, ou não-correlação, entre as observações. Contudo, em muitas situações, é razoável supor que exista correlação entre as observações de um mesmo indivíduo (dados longitudinais) ou entre grupos de indivíduos (dados agrupados). Na raiz da especificação do GEE está a fatoração da estrutura de variância para incluir a parametrização da estrutura de correlação no painel, denominada matriz de correlação de trabalho. A função de variância é descrita da seguinte maneira (HILBE, 2011, p.480):

$$V(\mu_{ik}) = \left[D(V(\mu_{ik})^{\frac{1}{2}} R(\alpha)_{ni \times ni} (V(\mu_{ik})^{\frac{1}{2}}) \right]_{ni \times ni} \quad (4)$$

Onde $V(\mu_{ik})$ é a função de variância do modelo GLM definida em termos da média. No modelo de Poisson a função de variância é igual a μ e no modelo BN2 igual a $\mu + \alpha\mu^2$. Uma das vantagens do GEE é que a função de variância pode ser arbitrariamente ajustada usando diferentes tipos de matriz de correlação de trabalho (HILBE, 2011, p.450). Os tipos mais comuns utilizados na literatura são:

- i. Independente: corresponde a matriz identidade e, portanto, nenhum coeficiente de correlação é estimado;
- ii. Permutável: assume que o valor de correlação é o mesmo para os diferentes pares de observações de um mesmo indivíduo ou para um *cluster*;
- iii. Não estruturada: define um valor de correlação para cada painel ou *cluster* nos dados, é tida como a opção mais flexível;
- iv. Autorregressiva de primeira ordem (AR1): assume que a correlação entre as observações tende a diminuir com o passar do tempo.

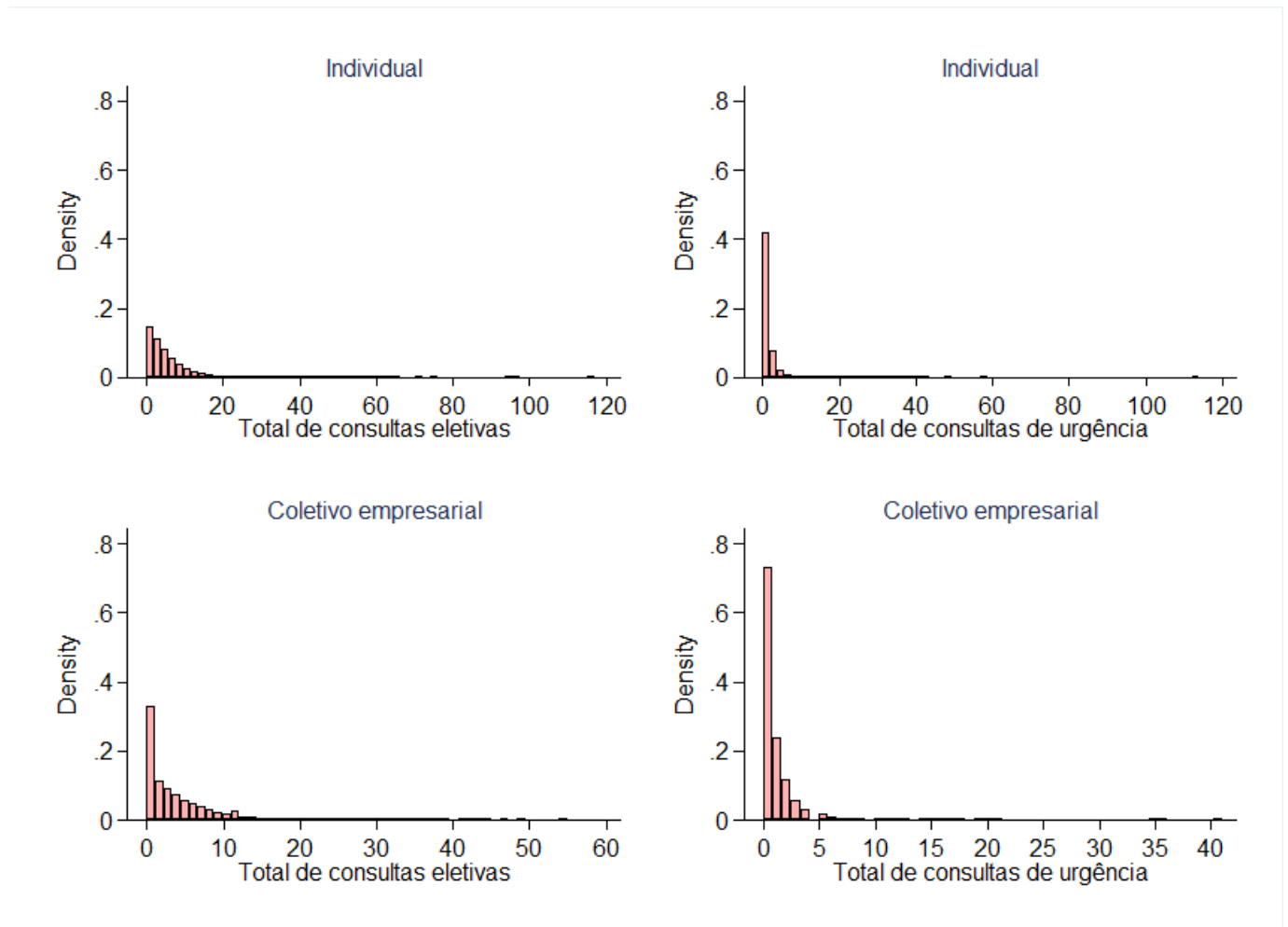
A matriz de correlação pode ser escolhida à priori com base na teoria ou através do teste de critério de seleção QIC (CUI, 2007). Semelhante ao teste de AIC, quanto menor o valor QIC melhor o ajuste. Uma atratividade do método é que as estimativas permanecem consistentes mesmo diante da má especificação da estrutura de correlação de trabalho, sendo, na verdade, pequenos os ganhos com a especificação exata (LIANG; ZEGGER, 1986; CUI, 2007). Os outros dois passos para a implementação do modelo GEE requerem a especificação da função de ligação e a escolha da distribuição da variável dependente. Estimamos o modelo considerando as três estruturas de matriz de correlação de trabalho (permutável, não estruturada e AR1), com função de ligação log e família binomial negativa.

Os coeficientes dos três modelos estimados (Poisson, BN2 e GEE) têm uma interpretação de semi-elasticidade com respeito as variáveis independentes $[100\exp(\beta) - 1]$.

5 Estatísticas Descritivas

Iniciamos essa seção com a análise das variáveis dependentes. Ambas as variáveis têm distribuições assimétricas com observações concentradas em alguns poucos valores discretos, grande parte em torno de zero e pequenos números inteiros positivos (Figura 1). A massa de probabilidade em torno do zero é mais evidente nas consultas de urgência do que nas consultas eletivas, já que este tipo de serviço pode refletir um padrão de necessidade. Optamos por não descartar números elevados de consultas porque, nesse caso, cada *outlier* apresenta o comportamento real de um indivíduo, sendo, portanto, importante considerá-lo na análise (DEB; NORTON; MANNING, 2017).

Figura 1 – Distribuição de frequências para as consultas eletivas e de urgência por tipo de contratação

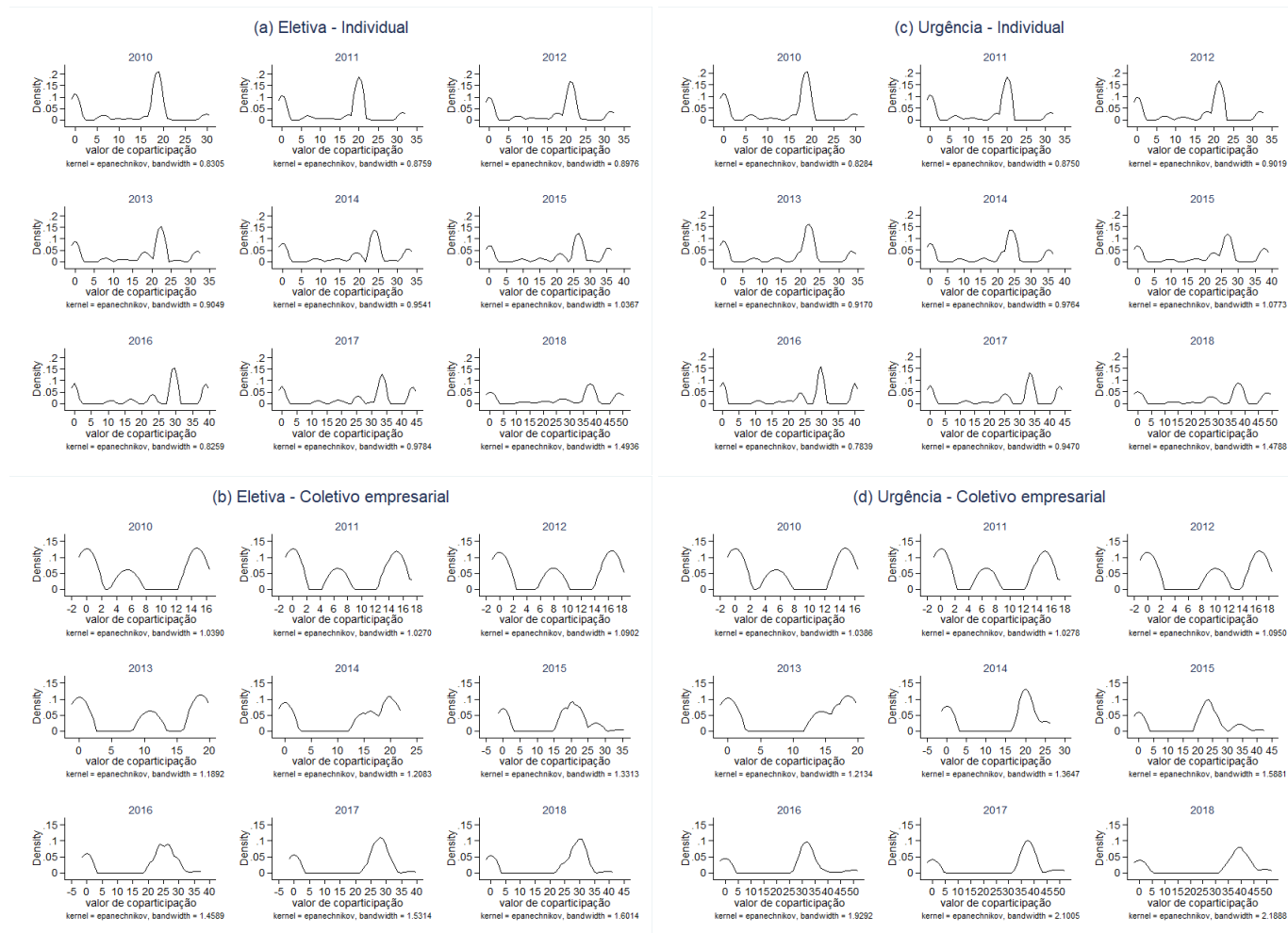


Fonte: Registros administrativos de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG), 2010-2018.

O número médio anual de consultas eletivas realizadas pelos beneficiários varia de acordo com o produto contrato, sendo relativamente maior entre os beneficiários com planos de saúde com cobertura completa, o que sugere a presença de risco moral. Indivíduos inscritos no Plano A realizam, em média, aproximadamente 6 consultas no ano, enquanto indivíduos inscritos nos Planos B e C realizam, em média, 4 e 3 consultas, respectivamente. Esse efeito, contudo, não é observado para as consultas de urgência, as quais ficam em torno de 1 consulta por beneficiário, independente do plano e do tipo de contratação (individual ou coletivo). Ao contrário do observado para as consultas eletivas, em que a coparticipação pode estar atuando como um mecanismo inibidor do risco moral, nas consultas de urgência este efeito pode ser minimizado devido à própria característica emergencial do serviço.

A variável de interesse nesse estudo são os valores pagos de coparticipação mensurado em valores nominais. É importante que haja uma variação significativa dos valores de coparticipação entre os diferentes tipos de planos para que se possa mensurar os efeitos do copagamento sobre a utilização dos serviços de saúde. Como pode ser visto na Figura 2, em ambas as amostras, temos uma variação substancial. A variável de coparticipação apresenta características de uma distribuição multimodal, variando entre duas ou três modas. Embora a OPS tenha adotado valores diferenciados de coparticipação para as consultas eletivas e de urgência a partir de 2012, essa diferença é mais expressiva nos contratos coletivo empresarial do que nos contratos individuais.

Figura 2 – Distribuição densidade de Kernel dos valores de coparticipação por tipo de consulta e tipo de contratação



Fonte: Registros administrativos de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG), 2010-2018.

As variáveis de controle incluem características dos planos, características demográficas e estado de saúde. Em ambas as amostras, nota-se a maior adesão ao produto com coparticipação e rede ampla (Plano B) seguido do produto com cobertura completa e rede ampla (Plano A). O Plano C, que se diferencia dos demais por apresentar rede de serviços restrita, é o produto com menor adesão: aproximadamente 18% nos planos individuais e 11% nos planos coletivo empresarial. Acomodação em apartamento é mais comum nos planos individuais (42,4%) do que nos planos coletivos (27,6%). As mulheres são maioria em ambas as amostras, embora nos planos coletivos (52%) essa diferença seja proporcionalmente menor do que nos planos individuais (60%). Nos planos coletivos também é possível observar um perfil demográfico típico da condição laboral: maior cobertura entre os indivíduos em idade ativa na força de trabalho, com baixa participação dos indivíduos idosos. Titulares são

a maioria nos planos individuais (78,1%), enquanto nos planos coletivos a relação de dependência tende a ser mais equilibrada (52,3%). O que conseqüentemente se reflete no número de indivíduos vinculados a um mesmo contrato, cerca de 2 beneficiários nos planos individuais e 3 nos planos coletivos. Por fim, a proporção de beneficiários com uma morbidade é similar nas duas amostras ficando em torno de 21%. Todavia, quando analisamos a presença de três ou mais morbidades, a proporção de beneficiários se torna muito mais expressiva nos planos individuais (14,8%) do que nos planos coletivos (5,7%). Esse padrão pode ser um reflexo da própria “seleção favorável” de riscos nos contratos coletivos, caracterizada por uma população mais jovem e com melhores condições de saúde. A amostra individual, por sua vez, apresenta maior participação de idosos que é uma população mais suscetíveis aos problemas de saúde (BAHIA; SCHEFFER, 2010).

6 Resultados

6.1 Consultas Eletivas

A Tabela 2 apresenta os resultados do efeito da coparticipação sobre a demanda por consultas eletivas por tipo de contratação. Todos os modelos são controlados por características do plano, características individuais e estado de saúde. As duas primeiras colunas exibem os parâmetros estimados pelos métodos de Poisson e BN2, respectivamente, enquanto as demais colunas reportam os parâmetros estimados pelo método GEE considerando as diferentes estruturas de correlação e erros-padrão robusto. Os resultados se mostraram robustos às diferentes especificações. Segundo a regra usual dos testes de critério de seleção de modelos (AIC e BIC), o BN2 apresentou melhor ajuste do que o modelo de Poisson. Os coeficientes são relatados na forma exponencial e podem ser interpretados como um aumento (redução) percentual observado na utilização de consultas médicas.

Para ambas as amostras, a coparticipação apresentou um efeito negativo e estatisticamente significativo. Nos contratos individuais, a redução foi, em média, de aproximadamente 11% na primeira faixa de coparticipação e em torno de 18% nas demais faixas. Já nos contratos coletivo empresarial, embora a magnitude do efeito seja similar aos contratos individuais, em torno de 11% a 17%, foi observado um efeito decrescente entre as faixas. Em geral, pode-se dizer que o efeito é relativamente inelástico aos aumentos nos valores de coparticipação. O que pode sugerir que a perda de receita nas mensalidades dos planos pode não estar sendo compensada pelo ganho com receitas oriundas da maior participação dos usuários no compartilhamento de custos.

As variáveis de controle (resultados omitidos) também apresentaram o sinal esperado. Os homens apresentaram menor utilização de consultas eletivas comparado às mulheres, cerca de 25% a menos, em ambas as amostras. Com relação às faixas etárias, observou-se uma curva em formato de U, tipicamente apresentada nos resultados em saúde, em que se observa uma redução na demanda por consultas eletivas em relação ao grupo de referência de 0 a 4 anos, mas essa diferença vai se tornando relativamente menor com o avançar da idade. A variável de número de membros no plano também apresentou sinal negativo e estatisticamente significativo. As variáveis utilizadas como *proxy* do estado de saúde também se mostraram preditores importante da utilização de consultas eletivas. A presença de comorbidades, por exemplo, está diretamente relacionada à maior procura por consultas eletivas, aumentando monotonicamente com o grau de comorbidades. O número de consultas no ano anterior e ter tido alguma internação no ano também estão associados positivamente ao número de consultas eletivas.

6.2 Consultas de urgência

A Tabela 3 apresenta os resultados para as consultas de urgência para as amostras de contratos individuais e coletivo empresarial. Embora a diferença seja pequena, os testes de critério de seleção

atestaram melhor ajuste do modelo BN2 em relação ao modelo de Poisson. Para a amostra de contratos individuais, os resultados sugerem que valores mais baixos de coparticipação não parecem surtir o efeito redutor desejado. De fato, há um aumento na demanda por consultas de urgência na primeira faixa de coparticipação em relação aos beneficiários com planos com cobertura completa. Porém, à medida que os valores de coparticipação aumentam, o efeito inibitório da coparticipação se torna mais evidente, variando de 7% a 18%. Já para os contratos coletivos não encontramos efeito estatisticamente significativo da coparticipação. Algumas hipóteses levantadas para esse resultado dizem respeito ao atendimento imediato, horários mais flexíveis, além de uma rede articulada de serviços em um mesmo local, o que reduz os custos de oportunidade para a população economicamente ativa. Os resultados para as consultas de urgência, todavia, devem ser vistos com cautela uma vez que é preciso levar em consideração a heterogeneidade presente nesse tipo de serviço.

Com relação as variáveis de controle, os homens também apresentaram menor utilização quando comparado as mulheres, mas o efeito foi relativamente menor do que o encontrado nas consultas eletivas, ficando em torno de 4%. Com relação as faixas etárias, os resultados assumem agora um formato de U invertido, indicando que as pessoas mais velhas, *ceteris paribus*, demandam menos consultas de urgência do que as crianças e adolescentes. As variáveis de estado de saúde como presença de comorbidades, internação e utilização passada, contudo, continuam apresentando associação positiva e estatisticamente significativa com a demanda por consultas de urgência.

6.3 Resultados desagregados por tipo de plano

Nosso próximo passo foi segmentar a análise por tipo de plano. Como exposto anteriormente, a segmentação se justifica por características inerentes aos produtos que podem revelar um padrão de utilização diferenciado. Enquanto os planos A e B diferem entre si apenas pela incidência do fator moderador, o plano C possui, além da coparticipação, uma rede assistencial restrita. A delimitação da rede assistencial é utilizada pelas OPS como uma forma de tentar controlar custos, uma vez que os serviços da rede credenciada estão, em geral, sob maior controle das operadoras. Em contrapartida, os planos com rede assistencial restrita possuem mensalidades mais baixas. Assim, podemos esperar dois efeitos interagindo nos resultados: menor utilização devida à limitação da rede e/ou menor utilização devido ao efeito renda (não observável).

O plano A foi utilizado como categoria de referência nas estimações. De fato, quando olhamos os resultados para as consultas eletivas segmentado por tipo de plano, a magnitude do efeito redutor é maior para os beneficiários do plano C do que para os beneficiários do plano B. Nos contratos individuais, o efeito para os beneficiários do plano B variou entre 17% e 19%, enquanto para os beneficiários do plano C este efeito foi próximo de 35%. O mesmo padrão foi observado para a amostra de contratos coletivos. A magnitude do efeito para os beneficiários do plano B variou entre 11% e 17% e para os beneficiários do plano C permaneceu em torno de 36% a 40% (Apêndice A).

Os resultados para as consultas de urgência, entretanto, foram mais heterogêneos e não seguiram um padrão bem-comportado. Nos contratos individuais observamos um efeito redutor para os beneficiários do plano B, mas ocorreu um padrão oposto ao observado nas estimações considerando os três produtos: a primeira faixa de coparticipação apresentou um efeito redutor próximo a 18%, enquanto na segunda faixa esse efeito foi de aproximadamente 7% e na última faixa o efeito se tornou positivo. Para os beneficiários do plano C, o efeito variou em torno de 32% a 35%. Já nos planos coletivos, para os beneficiários do plano B não foram encontrados efeitos estatisticamente significantes, enquanto para aqueles do plano C houve um efeito redutor na primeira faixa, que variou de 22% a 29% , e um efeito positivo na última faixa (Apêndice B).

Tabela 2 - Resultados para as consultas eletivas por tipo de contratação

Coparticipação	Contratos individuais				Contratos coletivo empresarial				
	Poisson	BN2	GEE		Coparticipação	Poisson	BN2	GEE	
			Permutável	Não estru- turada				Permutável	Não estru- turada
Sem coparticipação	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	Sem coparticipação	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)
R\$]0 - 19,16]	0,839*** (0,004)	0,895*** (0,004)	0,885*** (0,004)	0,838*** (0,005)	R\$]0 - 14,93]	0,809*** (0,032)	0,845*** (0,034)	0,822*** (0,030)	0,785*** (0,033)
R\$]19,16 - 23,90]	0,785*** (0,003)	0,808*** (0,003)	0,795*** (0,003)	0,748*** (0,004)	R\$]14,93 - 21,98]	0,811*** (0,031)	0,866*** (0,033)	0,824*** (0,029)	0,826*** (0,033)
R\$]23,90 - 32,00]	0,791*** (0,003)	0,822*** (0,003)	0,817*** (0,003)	0,742*** (0,004)	R\$]21,98 - 27,90]	0,798*** (0,030)	0,858*** (0,033)	0,823*** (0,029)	0,812*** (0,032)
R\$]32,00[0,793*** (0,004)	0,818*** (0,003)	0,804*** (0,003)	0,740*** (0,004)	R\$]27,90 [0,831*** (0,030)	0,889*** (0,033)	0,861*** (0,029)	0,852*** (0,032)
N	1.018.507	1.018.507	1.018.507	1.017.964	N	98.297	98.297	98.297	95.837
AIC	4.955.166	4.825.092			AIC	444.972,4	435.747,7		
BIC	4.955.651	4.825.589			BIC	445.380,7	436.165,5		

Fonte: Registros administrativos de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG), 2010-2018.

Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

Tabela 3 - Resultados para as consultas de urgência por tipo de contratação

Coparticipação	Contratos individuais				Contratos coletivo empresarial				
	Poisson	BN2	GEE		Coparticipação	Poisson	BN2	GEE	
			Permutável	Não estru- turada				Permutável	Não estru- turada
Sem coparticipação	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	Sem coparticipação	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)
R\$]0 - 21,78]	1,347*** (0,014)	1,486*** (0,014)	1,367*** (0,013)	1,322*** (0,013)	R\$]0 - 30,49]	0,935 (0,070)	1033 (0,073)	1027 (0,067)	1084 (0,068)
R\$]21,78 - 26,28]	0,893*** (0,008)	0,931*** (0,007)	0,930*** (0,007)	0,965*** (0,007)	R\$]30,49 - 37,76]	0,891 (0,064)	1002 (0,068)	1006 (0,063)	1098 (0,067)
R\$]26,28 - 33,82]	0,800*** (0,007)	0,803*** (0,006)	0,821*** (0,006)	0,824*** (0,006)	R\$]37,76 [0,906 (0,060)	0,983 (0,063)	0,967 (0,055)	1011 (0,056)
R\$]33,82 [0,888*** (0,009)	0,924*** (0,008)	0,928*** (0,007)	0,954*** (0,007)					
N	799.829	799.829	799.829	794.759	N	68.464	68.464	68.464	66.004
AIC	1.873.782	1.834.809			AIC	169.075,10	166.548,10		
BIC	1.874.246	1.835.284			BIC	169.449,60	166.931,80		

Fonte: Registros administrativos de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG), 2010-2018.

Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

7 Discussão

Este estudo analisou o efeito da coparticipação sobre a demanda por consultas eletivas e consultas de urgência para uma carteira de beneficiários com contratos individual e coletivo empresarial de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG). As amostras contemplaram indivíduos de todas as idades, expostos a contratos com valores de coparticipação distintos, acompanhados longitudinalmente entre 2010-2018. Os resultados atestam o efeito moderador da coparticipação. Como esperado, a magnitude do efeito foi maior para as consultas eletivas do que para as consultas de urgência. Para as consultas eletivas, a sensibilidade da demanda à coparticipação foi similar nas duas amostras, variando de 11% a 18% dependendo da faixa de coparticipação. Já para as consultas de urgência, não encontramos efeito estatisticamente significativo para a amostra de contratos coletivos. A análise desagregada por produto revelou uma sensibilidade da demanda relativamente maior para os indivíduos com o Plano C, que possui rede de atendimento restrita.

Nossos resultados corroboram os achados de estudos anteriores. Os dois estudos encontrados na literatura nacional analisaram a população coberta por uma operadora de saúde em Fortaleza (BARBOSA, 2016; MACIEL JUNIOR, 2011). Barbosa (2016) estimou os efeitos da coparticipação sobre o número de consultas médicas eletivas através de modelo de contagem dinâmico longitudinal e encontrou uma redução, em média, de 7% no número de consultas anual, para contratos com taxas de coparticipação de 20%. Maciel Júnior (2011), em uma análise *cross-section*, investigou o efeito da coparticipação sobre a utilização dos serviços de saúde, segmentando as consultas em consultas de rotina, ambulatorial e de internação. Os resultados mostraram que o efeito marginal inibidor foi maior para as consultas de rotina (0,14), seguido das consultas ambulatoriais (0,13) e internação (0,009).

As consultas de urgência são, em tese, serviços emergenciais que requerem atendimentos imediatos, reduzindo o grau de importância da coparticipação. Nesses casos, a demanda estaria mais atrelada ao risco e tenderia a ser menos elástica ao preço. Não obstante, o uso do ambulatorial para o atendimento de demandas não urgentes tem se tornado prática recorrente. Alguns fatores como disponibilidade e facilidade de acesso, além de uma rede articulada de serviços em um mesmo local, fazem com que esse tipo de serviço seja muitas vezes um substituto para as consultas pré-agendadas. Alguns mecanismos adotados pelas OPS como forma de desencorajar a procura inapropriada pelos postos de pronto atendimento incluem programas educativos, aumento das taxas de copagamento para as consultas de urgência e atendimentos em consultórios em horários especiais. A discussão sobre os desincentivos financeiros para este tipo de serviço, todavia, é algo controverso na literatura, já que uma das consequências é desincentivar também a procura por atendimentos oportunos para problemas graves e/ou mesmo fatais (USCHER-PINES et al., 2013).

No Brasil, os mecanismos de divisão de custos são adotados exclusivamente pelo setor privado e são vistos não só como uma forma de conter o risco moral, mas também como forma de ampliar a cobertura populacional, já que os planos com coparticipação têm como contrapartida prêmios menores. Atualmente, 28,5% da população brasileira é coberta por planos de saúde, totalizando 59,7 milhões de pessoas (IBGE, 2019). A maior parte dos planos está vinculada ao setor formal de trabalho por meio de contratos coletivo empresarial ou coletivo por adesão, pagos parcial ou integralmente pelo empregador e, em menor parte, contratados diretamente pelos indivíduos e famílias, geralmente aqueles com melhor nível socioeconômico. A distribuição da cobertura pelo território nacional também não ocorre de forma uniforme, estando centrada nos grandes centros urbanos e nas regiões Sul e Sudeste (SOUZA et al., 2021). A precificação dos planos explica a segmentação do mercado. Em julho de 2020, o valor comercial médio de um plano de saúde foi de R\$555,00 na modalidade coletivo empresarial, R\$597,00 para o coletivo por adesão e R\$652,00 para o individual. Se considerarmos os indivíduos com 59 anos ou mais o valor médio da mensalidade é superior a R\$1.000,00 para as três modalidades (BRASIL, 2021).

Mesmo com um sistema público de saúde com acesso universal, os planos de saúde se tornaram objeto

de desejo de muitos brasileiros. Problemas relacionados ao subfinanciamento e, conseqüentemente, à escassez de oferta e baixa qualidade dos serviços públicos em algumas regiões contribuem para a importância relativa do setor de saúde privado no país e para a construção de uma cultura “pró-plano de saúde”. As maiores dificuldades geralmente são encontradas no cuidado especializado e nos serviços de diagnóstico e terapia, que têm participação predominante de prestadores privados no mercado brasileiro (SANTOS; UGÁ; PORTO, 2008). Assim, ainda que o desembolso direto se mostre uma opção viável para a realização de consultas eletivas, os custos com diagnósticos e com a continuidade do tratamento podem se tornar impeditivos para completa restauração da saúde. Sem falar nos casos agudos e nas internações, em que o desembolso direto pode se tornar impraticável. Segundo Souza et al. (2021), a alta adesão aos planos exclusivamente odontológicos por indivíduos de nível socioeconômico mais baixo também pode refletir maior dificuldade de acesso ao serviço na rede pública.

Tais questões fomentaram a discussão sobre a viabilidade dos chamados “planos populares de saúde”. Em 2018, o Ministério da Saúde apresentou à ANS uma proposta que previa a implementação de planos de saúde mais acessíveis sob a justificativa de reverter a perda de cobertura decorrente da crise econômica e com isso desafogar o sistema SUS. O que à primeira vista tornaria os produtos atraentes para a população entre os estratos de renda mais baixos, para os quais os prêmios dos produtos tradicionalmente comercializados são inviáveis. Em suma, a proposta previa três modalidades de planos que no geral combinavam propostas de cobertura reduzida e maior participação do usuário no custeio dos serviços de saúde por meio da ampliação dos mecanismos de divisão de custos (BRASIL, 2017). Porém, de acordo com especialistas, a proposta não só poderia representar um maior comprometimento da renda dos usuários restringindo ainda mais o acesso ao SUS através do efeito renda, como também acabaria por direcionar ao SUS os procedimentos de maior complexidade devido à cobertura limitada dos planos (MARINHO, 2017). Maia e Carvalho (2020) apontam para os riscos de uma espiral antisseleção no mercado com a introdução dos planos acessíveis devido à migração dos indivíduos de baixo risco, comprometendo a sustentabilidade financeira das operadoras.

Outras características do mercado de saúde brasileiro que justificam o uso dos mecanismos de divisão de custos se relacionam aos fatores do lado da oferta. O risco moral também está presente na relação médico-paciente. Como os médicos são necessariamente mais informados do que os pacientes sobre os meios de diagnósticos e tratamentos, os usuários podem ser induzidos a consumir uma quantidade maior dos serviços. As razões pelas quais os médicos podem estar dispostos a induzir uma quantidade maior de procedimentos vão desde o fato de eles saberem que a responsabilidade do financiamento não será realizada diretamente pelo paciente, à prática de medicina defensiva, ou ainda à incentivos financeiros derivados de um sistema de remuneração por procedimento (*fee-for-service*). No Brasil, a maior parte dos prestadores de serviços no setor privado estão inseridos em esquemas de remuneração por produção (ANDRADE et al., 2018), mas evidências a respeito da indução de demanda ainda são escassas. Castro, Travassos e Carvalho (2005) apontam variações nas admissões hospitalares associadas à disponibilidade de oferta. Santos (2011) encontrou uma maior chance de realização de parto cesáreos na rede privada em decorrência do diferencial de remuneração entre cesarianas e o parto normal.

Além dos mecanismos de divisão de custos, a delimitação da rede assistencial tem sido adotada por muitas operadoras de saúde como forma de controlar a demanda, já que os serviços da rede referenciada estão, em partes, sob maior controle da seguradora. Uma tendência observada no segmento privado no país é a concentração de mercado, com poucas empresas de grande porte investindo cada vez mais na construção e ampliação de rede própria com a construção e/ou aquisição de hospitais, ambulatórios e laboratório de análises clínicas (BAHIA; SCHEFFER, 2010). Outro mecanismo, embora ainda pouco difundido, é a comercialização de planos mais baratos com a presença do “médico da família” inspirado no modelo *gatekeeper* em que os beneficiários são atendidos primeiramente por um médico generalista que os referencia conforme a necessidade identificada, tentando evitar idas desnecessárias ao pronto socorro e/ou a busca por vários profissionais de saúde.

As imbricações dos sistemas público e privado no mercado brasileiro tornam impossível a discussão e planejamento de ações em um setor sem que sejam considerados os efeitos diretos e indiretos sobre o outro. A diminuição da cobertura de planos de saúde entre 2013 e 2019 para as pessoas com rendimento domiciliar per capita de até um quarto do salário mínimo e com baixa escolaridade, foi acompanhada de um aumento significativo para as pessoas com rendimento per capita acima de três salários mínimos e residentes em capitais. Uma hipótese levantada pelos autores é a de que a expansão da cobertura da Estratégia Saúde da Família nos municípios do interior e nas regiões metropolitanas pode ter desestimulado a adesão aos planos pelos indivíduos de *status* socioeconômico mais baixos (SOUZA et al., 2021). Outro ponto importante é a redução da cobertura como um efeito colateral da crise econômica que pode ocorrer por diferentes mecanismos, seja pela perda do vínculo formal de trabalho, pelo corte ou redução dos benefícios de planos de saúde pelos empregadores ou ainda pela perda da renda. Como resultado, pode-se esperar um aumento na demanda por serviços públicos e um maior comprometimento da renda das famílias no consumo de bens e serviços de saúde.

Este estudo abordou uma das principais fontes de ineficiências do setor privado que é o risco moral. Mais especificamente, analisamos se o principal mecanismo de divisão de custos adotado pelas operadoras de saúde no Brasil tem surtido o efeito esperado de fator moderador do consumo. Dentre as limitações do estudo, enfatizamos o fato de que o desenho do estudo não permite uma inferência causal da coparticipação sobre a utilização dos serviços de saúde. O problema da endogeneidade entre a escolha do plano e a utilização dos serviços de saúde não pode de ser totalmente contornado, uma vez que o histórico de utilização e o próprio estado de saúde é observado somente após a escolha dos indivíduos pelo tipo de plano. Quanto aos planos coletivos, embora as empresas tenham sido selecionadas com base em critérios de heterogeneidade em termos de características individuais, não é possível garantir representatividade para toda a população coberta por planos coletivo empresarial. Por fim, a ausência de variáveis socioeconômicas não permite uma análise do efeito da coparticipação para os diferentes estratos socioeconômicos.

A despeito das limitações, nosso estudo apresenta uma contribuição para a literatura uma vez que ainda são escassos estudos empíricos sobre o uso de mecanismos de divisão de custos no Brasil. Nossos resultados vão ao encontro de estudos anteriores e indicam que a coparticipação pode ser um mecanismo eficiente para controle do risco moral. As principais contribuições do estudo dizem respeito ao horizonte temporal, à inclusão das consultas de urgência e à presença de planos com valores de coparticipação variados. Ademais, o escopo geográfico do estudo adiciona papel relevante para a análise se considerarmos que Belo Horizonte juntamente com São Paulo e Rio de Janeiro concentram cerca de 30% do universo de clientes de planos de saúde (BAHIA; SCHEFFER, 2010). Esperamos que os resultados encontrados possam fomentar a discussão sobre a regulação da saúde suplementar, bem como orientar gestores e formuladores de políticas nos sistemas de saúde público e privado.

Como uma agenda de pesquisa enfatizamos a necessidade de explorar os efeitos da coparticipação sobre o atendimento em prontos socorros, levando em consideração padrões de necessidades. Recentemente, a literatura sobre o uso de mecanismos de compartilhamento de custos tem voltado a atenção para os aspectos nocivos do uso dos copagamentos (FELS, 2020; KIIL; HOULBERG, 2014; HOLST, 2010). De acordo com Fels (2020) uma preocupação recorrente em torno do copagamento é que este pode reduzir não só o “risco moral ineficiente”, mas também o “risco moral eficiente”, que o autor identifica como sendo uma sobreutilização resultante de uma demanda reprimida na ausência do seguro, representado, portanto, um cuidado necessário. Recomendamos que estudos futuros explorem o efeito da coparticipação para os diferentes estratos de renda e para grupos específicos de pacientes como, por exemplo, pacientes crônicos. A negligência com os cuidados preventivos devido à participação dos usuários no custeio também tem sido motivo de preocupação. Estudos futuros podem explorar as respostas dos beneficiários para os diferentes tipos de especialidades médicas.

Referências

- ANDRADE, M. V.; MAIA, A. C. Diferenciais de utilização do cuidado de saúde no sistema suplementar brasileiro. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 39, n. 1, p. 7–38, 2009. 2
- ANDRADE, M. V. et al. Desafios do sistema de saúde brasileiro. In: *Desafios da nação: artigos de apoio*. [S.l.: s.n.], 2018. v. 2. 14
- BAHIA, L. et al. Segmentação da demanda dos planos e seguros privados de saúde: uma análise das informações da pnad/98. *Ciência & Saúde Coletiva*, SciELO Brasil, v. 7, p. 671–686, 2002. 2
- BAHIA, L.; SCHEFFER, M. *Planos e seguros de saúde: o que todos devem saber sobre a assistência médica suplementar no Brasil*. [S.l.]: Editora Unesp, 2010. 10, 14, 15
- BARBOSA, W. d. F. *Efeito de coparticipação no número de consultas médicas eletivas em modelos dinâmicos de contagem*. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2016. 3, 13
- BRASIL. Ministério da Saúde. *Planos acessíveis: proposta será avaliada pela ANS*. 2017. Disponível em: <<https://www.epsjv.fiocruz.br/sites/default/files/files/Proposta-de-Plano-de-Saude-Acessivel.pdf>>. Acesso em: may 12, 2021. 14
- BRASIL. Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS). *Dados e Indicadores do Setor. Planos Privados de Saúde. Características dos Produtos*. 2021. Disponível em: <<https://dados.gov.br/dataset/caracteristicas-dos-produtos-da-saude-suplementar>>. Acesso em: may 12, 2021. 13
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. [S.l.]: Cambridge university press, 2005. 6
- CASTRO, M. S. M.; TRAVASSOS, C.; CARVALHO, M. S. Efeito da oferta de serviços de saúde no uso de internações hospitalares no brasil. *Revista de Saúde Pública*, v. 39, n. 2, p. 277–284, 2005. 14
- CUI, J. Qic program and model selection in gee analyses. *The Stata Journal*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 7, n. 2, p. 209–220, 2007. 7
- CUTLER, D. M.; ZECKHAUSER, R. J. The anatomy of health insurance. In: *Handbook of health economics*. [S.l.]: Elsevier, 2000. v. 1, p. 563–643. 2
- DEB, P.; NORTON, E. C.; MANNING, W. G. *Health econometrics using Stata*. [S.l.]: Stata Press College Station, TX, 2017. v. 3. 6, 8
- DONALDSON, C.; GERARD, K. Countering moral hazard in public and private health care systems: a review of recent evidence. *Journal of Social Policy*, Cambridge University Press, v. 18, n. 2, p. 235–251, 1989. 2
- EINAV, L. et al. Selection on moral hazard in health insurance. *American Economic Review*, v. 103, n. 1, p. 178–219, 2013. 4
- FELS, M. Incentivizing efficient utilization without reducing access: The case against cost-sharing in insurance. *Health economics*, Wiley Online Library, v. 29, n. 7, p. 827–840, 2020. 2, 15
- GLOBERMAN, S. *Select Cost Sharing in Universal Health Care Countries*. [S.l.]: Fraser Institute, 2016. 2

- GOTTRET, P. E.; SCHIEBER, G. *Health financing revisited: a practitioner's guide*. [S.l.]: World Bank Publications, 2006. 2
- HILBE, J. M. *Negative binomial regression*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2011. 6, 7
- HILBE, J. M. *Modeling count data*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2014. 6, 7
- HOLST, J. *Patient cost sharing: reforms without evidence. Theoretical considerations and empirical findings from industrialized countries*. [S.l.], 2010. 2, 15
- IBGE. *Pesquisa nacional de saúde: 2019: informações sobre domicílios, acesso e utilização dos serviços de saúde: Brasil, grandes regiões e unidades da federação*. Rio de Janeiro: [s.n.], 2019. Acesso em: may 12, 2021. 13
- KIIL, A.; HOULBERG, K. How does copayment for health care services affect demand, health and redistribution? a systematic review of the empirical evidence from 1990 to 2011. *The European Journal of Health Economics*, Springer, v. 15, n. 8, p. 813–828, 2014. 2, 15
- LIANG, K.-Y.; ZEGER, S. L. Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 73, n. 1, p. 13–22, 1986. 7
- MACIEL JUNIOR, J. N. *Fatores inibidores do risco moral na demanda por consultas médicas eletivas*. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2011. 3, 13
- MAIA, A. C.; ANDRADE, M. V.; CHEIN, F. Ex-ante moral hazard: empirical evidence for private health insurance in brazil. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 29, p. 987–1008, 2020. 7
- MAIA, A. C.; ANDRADE, M. V.; OLIVEIRA, A. M. H. C. A sobreutilização do cuidado de saúde no sistema brasileiro. *Bahia Análise Dados*, v. 06, p. 41–70, 2006. 2
- MAIA, A. C.; CARVALHO, J. V. d. F. A espiral de antisseleção no mercado brasileiro de planos de saúde individuais. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 50, n. 3, p. 535–568, 2020. 14
- MANNING, W. G. et al. Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. *The American economic review*, JSTOR, p. 251–277, 1987. 2
- MARINHO, A. A crise do mercado de planos de saúde: devemos apostar nos planos populares ou no sus? *Planejamento e políticas públicas*, n. 49, 2017. 14
- MENEZES-FILHO, N.; RICARDO, P. Estimating the causal effects of private health insurance in brazil: Evidence from a regression kink design. *Social Science & Medicine*, Elsevier, p. 113258, 2020. 2
- QINGYUE, M.; LIYING, J.; BEIBEI, Y. Cost-sharing mechanisms in health insurance schemes: A systematic review. *The Alliance for Health Policy and Systems Research, WHO*, p. 1–76, 2011. 2
- SALTMAN, R. B.; FIGUERAS, J.; SALTMAN, R. B. European health care reform: analysis of current strategies. World Health Organization, Regional Office for Europe Copenhagen, 1997. 2
- SANTOS, I. S.; UGÁ, M. A. D.; PORTO, S. M. 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. 14
- SANTOS, T. T. *Evidências de indução de demanda por parto cesáreo no brasil*: Programa de pós graduação em economia. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais, 2011. 14

SOUZA, P. et al. Cobertura de plano de saúde no brasil: Análise dos dados da pesquisa nacional de saúde 2013 e 2019. *Cien Saude Colet*, 2021. [13](#), [14](#), [15](#)

USCHER-PINES, L. et al. Emergency department visits for nonurgent conditions: systematic literature review. *The American journal of managed care*, v. 19, n. 1, p. 47–59, 2013. [13](#)

ZWEIFEL, P.; MANNING, W. G. Moral hazard and consumer incentives in health care. In: *Handbook of health economics*. [S.l.]: Elsevier, 2000. v. 1, p. 409–459. [2](#)

Apêndice A - Resultados desagregados por tipo de plano - consultas eletivas

Tabela 4 - Resultados das consultas eletivas para os contratos individuais desagregados por tipo de plano

Coparticipação	Plano A × Plano B				Plano A × Plano C			
	Poisson	BN2	GEE		Poisson	BN2	GEE	
			Permutável	Não estruturada			Permutável	Não estruturada
Sem coparticipação	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)
R\$]0 - 22,11]	0,795*** (0,004)	0,834*** (0,004)	0,822*** (0,003)	0,783*** (0,004)	0,623*** (0,006)	0,646*** (0,006)	0,657*** (0,006)	0,579*** (0,007)
R\$]22,11 - 31,68]	0,783*** (0,003)	0,808*** (0,003)	0,794*** (0,003)	0,734*** (0,004)	0,643*** (0,005)	0,664*** (0,005)	0,677*** (0,005)	0,580*** (0,005)
R\$]31,68 [0,790*** (0,004)	0,814*** (0,004)	0,799*** (0,003)	0,730*** (0,004)	0,911*** (0,007)	0,923*** (0,007)	0,936*** (0,006)	0,920*** (0,008)
N	866.736	866.736	866.736	866.286	400.726	400.726	400.726	400.552
AIC	4.224.671	4.117.011			2.016.142	1.958.748		
BIC	4.225.126	4.117.478			2.016.556	1.959.173		

Fonte: Registros administrativos de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG), 2010-2018.

Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

Tabela 5 - Resultados das consultas eletivas para os contratos coletivos desagregados por tipo de plano

Coparticipação	Plano A × Plano B				Plano A × Plano C			
	Poisson	BN2	GEE		Poisson	BN2	GEE	
			Permutável	Não estruturada			Permutável	Não estruturada
Sem coparticipação	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)
R\$]0 - 17,96 [0,814*** (0,031)	0,848*** (0,033)	0,828*** (0,029)	0,799*** (0,032)	0,529*** (0,015)	0,599*** (0,017)	0,639*** (0,016)	0,689*** (0,017)
R\$]17,96 - 25,48 [0,834*** (0,031)	0,881*** (0,034)	0,860*** (0,029)	0,844*** (0,033)	0,537*** (0,014)	0,588*** (0,014)	0,622*** (0,014)	0,654*** (0,015)
R\$]25,48 [0,836*** (0,031)	0,896*** (0,034)	0,877*** (0,029)	0,856*** (0,033)	0,979 (0,020)	0,979 (0,018)	0,982 (0,016)	0,985 (0,016)
N	92.563	92.563	92.563	90.498	20.285	20.285	20.285	19.357
AIC	419.716,2	410.826,4			101.523,9	100.351,2		
BIC	420.103,1	411.222,7			101.785,2	100.620,4		

Fonte: Registros administrativos de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG), 2010-2018.

Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

Apêndice B - Resultados desagregados por tipo de plano - consultas de urgência

Tabela 6 - Resultados das consultas de urgência para os contratos individuais desagregados por tipo de plano

Coparticipação	Plano A × Plano B						Plano A × Plano C					
	Coparticipação	Poisson	BN2	GEE			Coparticipação	Poisson	BN2	GEE		
				Permutável	Não estru- turada	ARI				Permutável	Não estru- turada	ARI
Sem coparticipação	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)
R\$]0 - 24,53]	0,804*** (0,007)	0,808*** (0,007)	0,826*** (0,007)	0,829*** (0,007)	0,840*** (0,007)	0,840*** (0,007)	0,618*** (0,013)	0,623*** (0,012)	0,654*** (0,012)	0,655*** (0,012)	0,646*** (0,013)	0,646*** (0,013)
R\$]24,53 - 33,65]	0,902*** (0,008)	0,933*** (0,007)	0,935*** (0,007)	0,940*** (0,007)	0,957*** (0,007)	0,957*** (0,007)	0,628*** (0,010)	0,644*** (0,009)	0,683*** (0,009)	0,685*** (0,009)	0,700*** (0,009)	0,700*** (0,009)
R\$]33,65]	1,027*** (0,010)	1,088*** (0,009)	1,064*** (0,009)	1,071*** (0,009)	1,079*** (0,008)	1,079*** (0,008)						
N	673.160	673.160	673.160	673.160	669.106	669.106	313.862	313.862	313.862	313.862	313.862	311.881
AIC	1.612.198	1.579.633					741.601	724.557,30				
BIC	1.612.632	1.580.078					741.995,30	724.962,20				

Fonte: Registros administrativos de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG), 2010-2018.

Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

Tabela 7 - Resultados das consultas de urgência para os contratos coletivos desagregados por tipo de plano

Coparticipação	Plano A × Plano B						Plano A × Plano C					
	Coparticipação	Poisson	BN2	GEE			Coparticipação	Poisson	BN2	GEE		
				Permutável	Não estru- turada	ARI				Permutável	Não estru- turada	ARI
Sem coparticipação	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)
R\$]0 - 25,00]	0,925 (0,069)	0,980 (0,069)	0,981 (0,065)	0,991 (0,065)	1,026 (0,065)	1,026 (0,065)	0,724*** (0,038)	0,714*** (0,032)	0,778*** (0,036)	0,796*** (0,036)	0,812*** (0,038)	0,812*** (0,038)
R\$]25,00 - 36,83]	0,863** (0,062)	0,924 (0,063)	0,930 (0,059)	0,939 (0,058)	0,984 (0,060)	0,984 (0,060)	1,015 (0,047)	1,146*** (0,049)	1,137*** (0,047)	1,145*** (0,046)	1,223*** (0,052)	1,223*** (0,052)
R\$]36,83 [0,906 (0,060)	0,979 (0,062)	0,950 (0,055)	0,959 (0,055)	0,998 (0,055)	0,998 (0,055)						
N	62.730	62.730	62.730	62.730	60.665	60.665	20.285	20.285	20.285	20.285	20.285	19.357
AIC	154.294,9	151.944,3					52.111,62	51.428,33				
BIC	154.656,7	152.315,2					52.380,82	51.705,45				

Fonte: Registros administrativos de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG), 2010-2018.

Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.