

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)

Cost-sharing mechanisms as a moral hazard inhibitor: an analysis for beneficiaries enrolled in private health insurance in Belo Horizonte (MG)

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

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 de painel para dados em contagem 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 by 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 panel models for count data with random effects. We used prior-year health care utilization and individuals' health status to control for endogeneity observed between plan choice and health service utilization. The results show a decrease of around 11% to 18% in elective visits. For emergency department visits, the results are more heterogeneous and vary according to the type of contract, 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 1: Economia.

Classificação JEL: I00, I13, I18

1. Introdução

A presença de informação assimétrica no mercado de seguros 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, ou pelo menos próximo de zero se considerarmos os custos de oportunidade envolvidos na tomada de decisão. A elevação dos custos resultante do uso indiscriminado dos serviços é em última instância repassada aos consumidores na forma de prêmios de seguros mais caros, ocasionando em perdas de bem-estar individual e social (ZWEIFEL; MANNING, 2000; CUTLER; ZECKHAUSER, 2000).

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 (ZWEIFEL; MANNING, 2000). 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, é comum denominar o copagamento como uma tarifa fixa e o cosseguro como um percentual do valor do serviço utilizado.

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, 1997). Já os argumentos contrários estão pautados na ideia de uma barreira ao acesso, pior adesão aos tratamentos e a postergação ou mesmo renúncia do cuidado no presente, resultando em maiores gastos futuros (FELS, 2020; KIIL; HOUBERG, 2013; 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 dessa 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. 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). Posteriormente, estudos similares foram desenvolvidos em outros países utilizando diferentes desenhos e métodos de pesquisa (QINGYUE; LIYING; BEIBEI, 2011).

No Brasil, 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 (MAIA, ANDRADE E OLIVEIRA, 2006; ANDRADE E MAIA, 2009; BAHIA ET al., 2002; MENEZES-FILHO E POLITI, 2020). O uso de fator moderador para mitigar esse problema foi regulamento pela Resolução do Conselho de Saúde Suplementar (CONSU) nº 8 de 1998 e seu desenho 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. Todavia, ainda sabemos muito pouco sobre os efeitos desses mecanismos no mercado de saúde brasileiro. 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 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 o 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 dos planos de saúde mais eficiente. 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 os 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 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. 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 de 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 operadora de plano de saúde (OPS). Em ambas as amostras foi considerado o tempo mínimo de exposição dos beneficiários ao plano de 13 meses.

Os indivíduos são 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, construímos um painel desbalanceado. A variável dependente refere-se ao número de consultas realizadas no ano, construída de forma não condicional. Isto é, 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 autonomia 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 mais 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 morbidades. 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:

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

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;
- ε_{it} , é o termo de erro.

A Tabela 1 sumariza as variáveis utilizadas nas equações de utilização

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.
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.

4. Modelos econométricos

Os modelos de dados em contagem são proeminentes na literatura econômica aplicada, em especial na economia da saúde, onde 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 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 não é garantia de estimativas eficientes (DEB; NORTON; MANNING, 2017).

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.

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):

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

Uma abordagem menos paramétrica modela a média condicional como:

$$\begin{aligned} E[y_{it}|\alpha_{it}, X_{it}] &= \alpha_i \exp(X'_{it}\beta) \\ &= \exp(\gamma_i + X'_{it}\beta). \end{aligned}$$

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 (2019) e adotamos o método de Equações de Estimção 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. 450):

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

Onde $V(\mu_{ik})$ é a função de variância do modelo GLM definida em termos da média. 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, que 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.

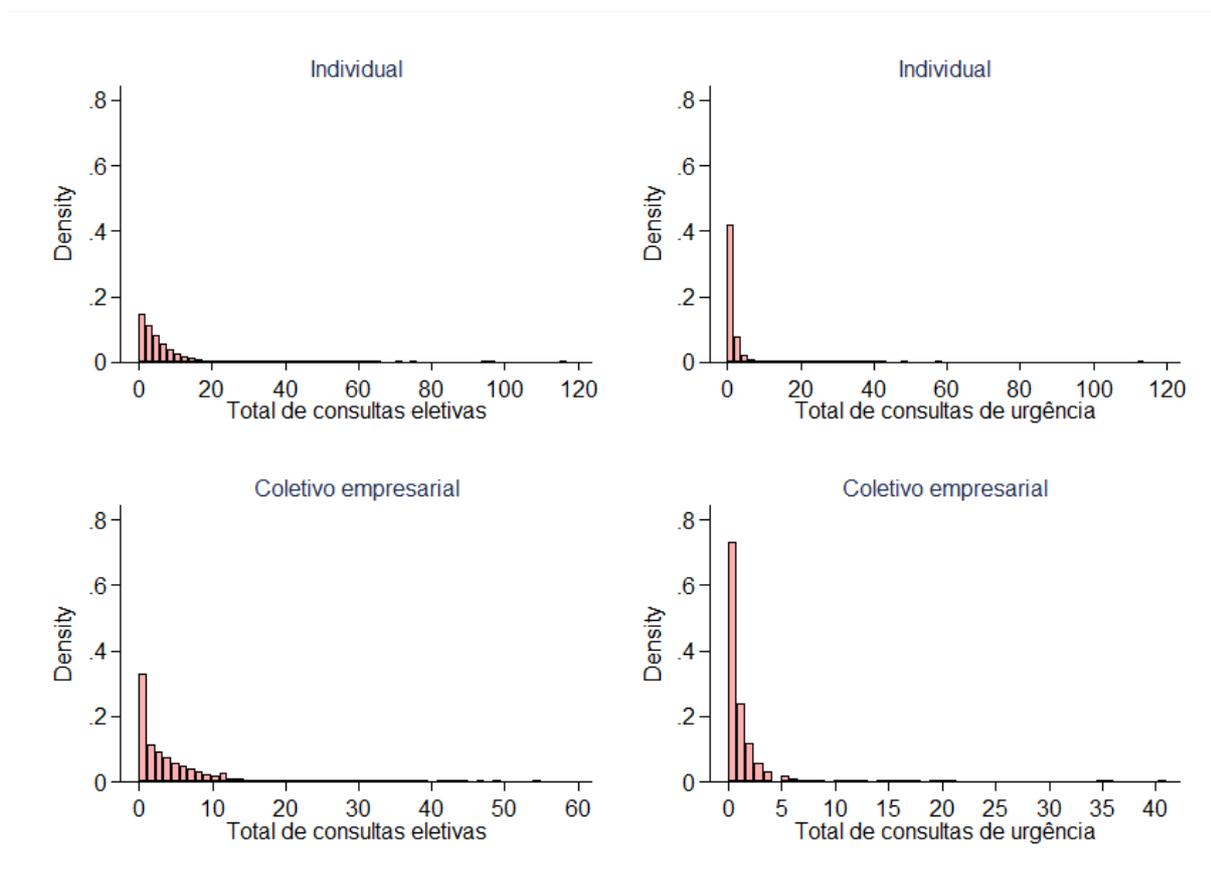
A matriz de correlação pode ser escolhida à priori com base na teoria ou através do teste de critério de seleção QIC (CUI, 2007). Semelhante ao teste de AIC, quanto menor o valor QIC melhor o ajuste. Uma atratividade do método é que as estimativas permanecem consistentes mesmo diante da má especificação 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

Ambas as variáveis dependentes têm distribuições assimétricas com observações concentradas em alguns poucos valores discretos, grande parte em torno de zero e pequenos números inteiros positivos, como pode ser visto na 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.

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

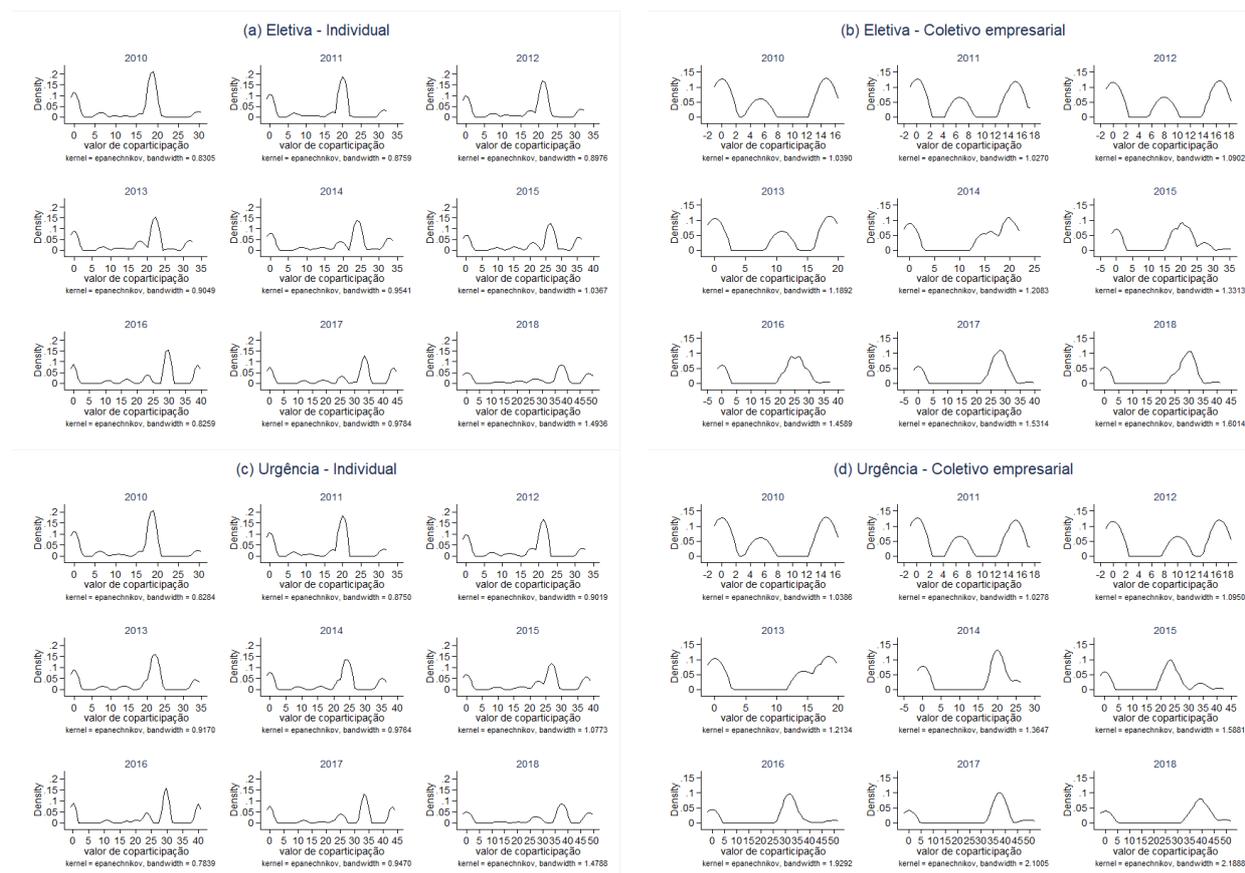


Fonte: Registros administrativos de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG), 2010-2018.

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. É importante notar que, 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 3 – 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, 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 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 com essa condição 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 saudável. A amostra individual, por sua vez, apresenta maior participação de idosos que é uma população mais susceptíveis aos problemas de saúde (BAHIA; SCHEFFER, 2010).

6. Resultados

Consultas eletivas

A Tabela 2 apresenta os resultados do efeito da coparticipação sobre a demanda por consultas eletivas por tipo de contratação. As duas primeiras colunas exibem os parâmetros estimados pelo método de Poisson e pelo BN2, respectivamente, enquanto as demais colunas reportam os parâmetros estimados pelo método GEE considerando as diferentes estruturas de correlação e erros-padrão robustos. 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 de acordo com a literatura. 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, observa-se 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 importantes 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.

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, embora mais modesto do que para as consultas eletivas, variando de 7% a 17%. 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, embora os homens também tenham apresentado menor utilização quando comparado as mulheres, o efeito é 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.

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 a um 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 19% e 17%, 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 40% a 36% (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 tende a ser o mesmo nas duas faixas e ficou em torno de 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 29% a 19%, e um efeito positivo na última faixa (Apêndice B).

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

<i>Contratos individuais</i>						<i>Contratos coletivo empresarial</i>					
Faixas de coparticipação	Poisson	BN2	GEE			Faixas de coparticipação	Poisson	BN2	GEE		
			Permutável	Não estruturada	AR1				Permutável	estruturada	AR1
Sem coparticipação	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)	Sem coparticipação	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)
R\$]0 - 19,16]	0,839*** (0,004)	0,895*** (0,004)	0,893*** (0,004)	0,885*** (0,004)	0,838*** (0,005)	R\$]0 - 14,93]	0,809*** (0,032)	0,845*** (0,034)	0,831*** (0,030)	0,822*** (0,030)	0,785*** (0,033)
R\$]19,16 - 23,90]	0,785*** (0,003)	0,808*** (0,003)	0,802*** (0,003)	0,795*** (0,003)	0,748*** (0,004)	R\$]14,93 - 21,98]	0,811*** (0,031)	0,866*** (0,033)	0,831*** (0,029)	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)	0,805*** (0,003)	0,742*** (0,004)	R\$]21,98 - 27,90]	0,798*** (0,030)	0,858*** (0,033)	0,832*** (0,029)	0,823*** (0,029)	0,812*** (0,032)
R\$]32,00[0,793*** (0,004)	0,818*** (0,003)	0,815*** (0,003)	0,804*** (0,003)	0,740*** (0,004)	R\$]27,90 [0,831*** (0,030)	0,889*** (0,033)	0,871*** (0,029)	0,861*** (0,029)	0,852*** (0,032)
N	1.018.507	1.018.507	1.018.507	1.018.507	1.017.964	N	98.297	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.

Nota: Todos os modelos são controlados por características do plano, características individuais e estado de saúde.

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

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

<i>Contratos individuais</i>						<i>Contratos coletivo empresarial</i>					
Faixas de coparticipação	Poisson	BN2	GEE			Faixas de coparticipação	Poisson	BN2	GEE		
			Permutável	Não estruturada	AR1				Permutável	Não estruturada	AR1
Sem coparticipação	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)	Sem coparticipação	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)	1000 (.)
R\$]0 - 21,78]	1,347*** (0,014)	1,486*** (0,014)	1,367*** (0,013)	1,367*** (0,013)	1,322*** (0,013)	R\$]0 - 30,49]	0,935 (0,070)	1033 (0,073)	1016 (0,067)	1027 (0,067)	1084 (0,068)
R\$]21,78 - 26,28]	0,893*** (0,008)	0,931*** (0,007)	0,930*** (0,007)	0,929*** (0,007)	0,965*** (0,007)	R\$]30,49 - 37,76]	0,891 (0,064)	1002 (0,068)	0,994 (0,063)	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)	0,824*** (0,006)	R\$]37,76 [0,906 (0,060)	0,983 (0,063)	0,957 (0,055)	0,967 (0,055)	1011 (0,056)
R\$]33,82 [0,888*** (0,009)	0,924*** (0,008)	0,928*** (0,007)	0,929*** (0,007)	0,954*** (0,007)						
N	799.829	799.829	799.829	799.829	794.759	N	68.464	68.464	68.464	68.464	66.004
AIC	1.873.782	1.834.809					169.075,10	166.548,10			
BIC	1.874.246	1.835.284					169.449,60	166.931,80			

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

Nota: Todos os modelos são controlados por características do plano, características individuais e estado de saúde.

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

7. Discussão

Este estudo analisou o efeito da coparticipação sobre a demanda por consultas eletivas e por 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 para 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 (MACIEL-JUNIOR, 2010; BARBOSA, 2016). 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 contribuições desse estudo diferem dos estudos anteriores em pelo menos quatro dimensões. Primeiro, analisamos o efeito da coparticipação para diferentes valores de participação dos usuários na divisão de custos. Os resultados mostram que as variações na magnitude do efeito conforme aumentam os valores de coparticipação são substancialmente baixas. De acordo com esta interpretação, a perda de receitas nas mensalidades dos planos pode não estar sendo compensada pelos ganhos de receita oriunda da coparticipação. Com a ausência de informações sobre receita, todavia, não foi possível testar essa hipótese. Além disso, há que se considerar também os custos administrativos para a OPS com a oferta de diferentes tipos de planos.

Segundo, desagregamos os resultados por tipo de plano para analisar a composição do efeito devido à rede de atendimento restrita. A delimitação da rede assistencial tem sido adotada por muitas OPS como forma de controlar a demanda, já que os serviços da rede referenciada estão, em partes, sob maior controle das seguradoras. Ao mesmo tempo, este é um dos principais fatores para a redução dos valores das mensalidades do plano. Nossos resultados sugerem que o efeito da coparticipação para os usuários com plano de rede restrita é maior, podendo chegar a quase 30%. Esse resultado, porém, não pode ser interpretado como um efeito isolado da coparticipação já que os outros fatores não observáveis como a renda pode estar superestimando esse efeito. Liebman e Panhans (2021) exploraram uma série de mecanismos pelos quais um plano com rede restrita pode atingir custos mais baixos do que um plano com rede ampla para uma rede de hospitais no Colorado. De acordo com os autores, os custos mais baixos podem ser explicados pela menor utilização dos usuários inscritos nesse tipo de plano, por conduzir os usuários aos hospitais com custos mais baixos e pelas próprias negociações de preços com os hospitais (LIEBMAN, PANHANS, 2021).

Nossa terceira contribuição diz respeito à análise dos serviços de urgência. Em tese, serviços no pronto atendimento são direcionados aos atendimentos de casos agudos que requerem cuidados imediatos, reduzindo assim o grau de importância da coparticipação. Não obstante, o uso do ambulatorial para o atendimento de demandas não urgentes tem se tornado prática recorrente, contribuindo para a elevação dos custos em saúde. Fatores como a 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. Nossos resultados para as consultas de urgência foram mais heterogêneos, variando com o tipo de contratação, com o tamanho

da participação dos usuários e com o tipo de plano. Alguns mecanismos adotados pelas OPS como forma de desencorajar a procura inapropriada pelos postos de pronto atendimentos incluem programas educativos, aumento das taxas de copagamento para as consultas de urgência e atendimentos em consultórios em horários especiais (USCHER-PINES et al., 2013).

Por último, nosso contexto institucional-regional é diferente dos estudos anteriores, permitindo a comparação dos resultados entre diferentes regiões do país. Em um país como o Brasil, marcado por profundas desigualdades regionais, sobretudo no campo do acesso e qualidade dos serviços dos serviços de saúde, é de suma importância para as políticas de saúde que mais evidências sob os mais diferentes contextos estejam disponíveis. Ademais, nosso escopo geográfico adiciona papel relevante à análise se considerarmos que Belo Horizonte juntamente com São Paulo e Rio de Janeiro concentram mais da metade dos vínculos ativos no país (MINAMI; CECHIN, 2021).

Estimativas do efeito dos mecanismos de custos sobre a demanda por serviços de saúde são fundamentais para melhor compreensão do funcionamento do sistema e eficiência do setor. No Brasil, esses mecanismos são adotados exclusivamente pelo setor privado e são vistos não só como uma forma de conter o risco moral, mas também de ampliar a cobertura populacional, já que os planos com coparticipação têm em contrapartida prêmios mais baixos. 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 e, em menor parte, contratados diretamente pelos indivíduos e famílias, geralmente aquelas 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, 2020). A precificação dos planos pode explicar a segmentação do mercado. Em julho de 2020, o valor comercial médio de um plano de saúde era 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, 2021b).

Mesmo com um sistema público de saúde com acesso universal, ter um plano de saúde é objeto de desejo para 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 dificuldade geralmente são encontradas no cuidado especializado e nos serviços de diagnose 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, onde o desembolso direto pode se tornar impraticável.

Outras características do mercado de saúde brasileiro que justificam o uso dos mecanismos de divisão de custos se relacionam a 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*), que é o caso da maior parte dos prestadores de serviços privados no país (ANDRADE et al., 2018).

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 (SOUZA et al., 2020). 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 também não pode de ser totalmente contornado, uma vez que o histórico de utilização e o próprio estado de saúde só são observados 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 permitiu o controle da análise por outros fatores de confundimento que podem afetar a utilização.

A despeito das limitações, o estudo apresenta contribuições para a literatura já que ainda são escassos estudos empíricos sobre o uso da coparticipação no Brasil. 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 agenda de pesquisa, enfatizamos a necessidade de avançar na discussão sobre os efeitos da coparticipação para as consultas no pronto atendimento. Ademais, a literatura sobre o uso de mecanismos de compartilhamento de custos tem voltado a atenção para o que pode representar um aspecto nocivos do uso do copagamento (FELS, 2020; KIIL; HOUBERG, 2013; HOLST, 2010). De acordo com Feels (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. Estudos futuros podem explorar o efeito da coparticipação para os diferentes grupos 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 e pode ser explorado por estudos futuros.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, M. V. et al. Desafios do sistema de saúde brasileiro. *In: Desafios da nação: artigos de apoio*. [S.l.: s.n.], 2018.
- 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.
- 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.
- BODENHEIMER, T. High and rising health care costs. part 1: seeking an explanation. *Annals of internal medicine*, v. 142, n. 10, p. 847–854, 2005.
- BODENHEIMER, T. High and rising health care costs. part 2: technologic innovation. *Annals of internal medicine*, v. 142, n. 11, p. 932–937, 2005.
- BODENHEIMER, T. High and rising health care costs. part 3: the role of health care providers. *Annals of Internal medicine*, v. 142, n. 12_Part_1, p. 996–1002, 2005.
- BRASIL (2021b). Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS). Painel de Precificação Planos de Saúde, 2021b. Disponível em:

<https://app.powerbi.com/view?r=eyJrIjoiZjZlZjIyYjYyM2I4Ny00NDRiLTlhNmItNWMyYjE0ZDM5OWY4IiwidCI6IjlkYmE0ODBlLTRmYTctNDJmNC1iYmEzLTBmYjEzNzVmYmU1ZiJ9>.
Acesso em: 12/04/2021.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press, 2005.

CUI, J. QIC program and model selection in GEE analyses. *The Stata Journal*, v. 7, n. 2, p. 209-220, 2007.

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.

DEB, P.; NORTON, E. C.; MANNING, W. G. *Health econometrics using Stata*. College Station, TX: Stata Press, 2017.

DONALDSON, C.; GERARD, K. Countering moral hazard in public and private health care systems: a review of recent evidence. *Journal of Social Policy*, v. 18, n. 2, p. 235-251, 1989.

EINAV, L. et al. Selection on moral hazard in health insurance. *American Economic Review*, v. 103, n. 1, p. 178-219, 2013.

FELS, M. Incentivizing efficient utilization without reducing access: The case against cost-sharing in insurance. *Health economics*, v. 29, n. 7, p. 827-840, 2020.

GLOBERMAN, S. *Select Cost Sharing in Universal Health Care Countries*. [S.l.]: Fraser Institute, 2016.

GOTTRET, P.; SCHIEBER, G. *Health financing revisited: a practitioner's guide*. [S.l.]: The World Bank, 2006.

HILBE, J. M. *Modeling count data*. Cambridge University Press, 2014.

HILBE, J. M. *Negative binomial regression*. Cambridge University Press, 2011.

HOLST, J. *Patient cost sharing: reforms without evidence. Theoretical considerations and empirical findings from industrialized countries*. [S.l.], 2010.

HOLST, J.; GIOVANELLA, L.; ANDRADE, G. C. L. D. Porque não instituir copagamento no sistema único de saúde: efeitos nocivos para o acesso a serviços e a saúde dos cidadãos. *Saúde em Debate*, v. 40, p. 213–226, 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (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: IBGE; 2020.

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*, v. 15, n. 8, p. 813–828, 2013.

LIANG, K.; ZEGER, S. L. Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika*, v. 73, n. 1, p. 13-22, 1986.

LIEBMAN, E.; PANHANS, M. T. Why do narrow network plans cost less?. *Health Economics*, v. 30, n. 10, p. 2437-2451, 2021.

MACIEL JUNIOR, J. N. *Fatores inibidores do risco moral na demanda por consultas medicaseletivas*. 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, n. 3, p. 987–1008, 2019.

- 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.
- MENEZES-FILHO, N.; RICARDO, P. Estimating the causal effects of private health insurance in brazil: Evidence from a regression kink design. *Social Science & Medicine*, p. 113258, 2020.
- MINAMI, B.; CECHIN, J. Mapeamento da situação de saúde dos beneficiários de planos de assistência médica no Brasil: microdados da PNAD Covid-19 de novembro de 2020. Instituto de Estudos de Saúde Suplementar (IESS). Texto para discussão nº83, 2021.
- NEWHOUSE, J. P. et al. Free for all?: lessons from the RAND health insurance experiment. [S.l.: s.n.], 1993. v. 172.
- 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, 2011.
- 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.
- 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. *Cien Saude Colet*, v. 13, p. 1431-1440, 2008.
- SOUZA, P.R.B.; et al. Cobertura de plano de saúde no Brasil: Análise dos dados da Pesquisa Nacional de Saúde 2013 e 2019. *Cien Saude Colet*, 2020.
- USCHER-PINES, L. et al. Deciding to visit the emergency department for non-urgent conditions: a systematic review of the literature. *The American journal of managed care*, v. 19, n. 1, p. 47, 2013.
- 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.

APÊNDICES

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

<i>Plano A × Plano B</i>						<i>Plano A × Plano C</i>					
Faixas de coparticipação	Poisson	BN2	GEE			Faixas de coparticipação	Poisson	BN2	GEE		
			Permutável	Não estruturada	AR1				Permutável	Não estruturada	AR1
Cat. ref.: Sem coparticipação	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	Cat. ref.: Sem coparticipação	1	1	1	1	1
	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)		(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
R\$]0 - 22,11]	0,795*** (0,004)	0,834*** (0,004)	0,830*** (0,003)	0,822*** (0,003)	0,783*** (0,004)	R\$]0 – 8,69]	0,623*** (0,006)	0,646*** (0,006)	0,657*** (0,006)	0,645*** (0,006)	0,579*** (0,007)
R\$ [22,11 - 31,68]	0,783*** (0,003)	0,808*** (0,003)	0,805*** (0,003)	0,794*** (0,003)	0,734*** (0,004)	R\$]8,69 [0,643*** (0,005)	0,664*** (0,005)	0,677*** (0,005)	0,663*** (0,005)	0,580*** (0,005)
R\$]31,68 [0,790*** (0,004)	0,814*** (0,004)	0,811*** (0,003)	0,799*** (0,003)	0,730*** (0,004)	Apartamento	0,911*** (0,007)	0,923*** (0,007)	0,936*** (0,006)	0,933*** (0,006)	0,920*** (0,008)
N	866.736	866.736	866.736	866.736	866.286	N	400.726	400.726	400.726	400.726	400.552
AIC	4.224.671	4.117.011				AIC	2.016.142	1.958.748			
BIC	4.225.126	4.117.478				BIC	2.016.556	1.959.173			

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

Nota: Todos os modelos são controlados por características do plano, características individuais e estado de saúde.

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

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

<i>Plano A × Plano B</i>						<i>Plano A × Plano C</i>					
Faixas de coparticipação	Poisson	BN2	GEE			Faixas de coparticipação	Poisson	BN2	GEE		
			Permutável	Não estruturada	AR1				Permutável	Não estruturada	AR1
Cat. ref.: Sem coparticipação	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	Cat. ref.: Sem coparticipação	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)	0,818*** (0,029)	0,799*** (0,032)	R\$]0 – 30,50]	0,529*** (0,015)	0,599*** (0,017)	0,639*** (0,016)	0,647*** (0,016)	0,689*** (0,017)
R\$ [17,96 – 25,48 [0,834*** (0,031)	0,881*** (0,034)	0,860*** (0,029)	0,850*** (0,029)	0,844*** (0,033)	R\$ [30,50 [0,537*** (0,014)	0,588*** (0,014)	0,622*** (0,014)	0,626*** (0,014)	0,654*** (0,015)
R\$ [25,48 [0,836*** (0,031)	0,896*** (0,034)	0,877*** (0,029)	0,865*** (0,029)	0,856*** (0,033)	Apartamento	0,979 (0,020)	0,979 (0,018)	0,982 (0,016)	0,981 (0,016)	0,985 (0,016)
N	92.563	92.563	92.563	92.563	90.498	N	20.285	20.285	20.285	20.285	19.357
AIC	419.716,2	410.826,4				AIC	101.523,9	100.351,2			
BIC	420.103,1	411.222,7				BIC	101.785,2	100.620,4			

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

Nota: Todos os modelos são controlados por características do plano, características individuais e estado de saúde.

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

<i>Plano A × Plano B</i>						<i>Plano A × Plano C</i>					
Variáveis	Poisson	NB2	GEE			Variáveis	Poisson	NB2	GEE		
			Permutável	Não estruturada	AR1				Permutável	Não estruturada	AR1
Cat.ref.: Sem coparticipação	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	Cat.ref.: Sem coparticipação	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)	R\$]0 - 11,48]	0,618*** (0,013)	0,623*** (0,012)	0,654*** (0,012)	0,655*** (0,012)	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)	R\$]11,48]	0,628*** (0,010)	0,644*** (0,009)	0,683*** (0,009)	0,685*** (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)						
N	673.160	673.160	673.160	673.160	669.106	N	313.862	313.862	313.862	313.862	311.881
AIC	1.612.198	1.579.633				AIC	741.601	724.557,30			
BIC	1.612.632	1.580.078				BIC	741.995,30	724.962,20			

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

Nota: Todos os modelos são controlados por características do plano, características individuais e estado de saúde.

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

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

<i>Plano A × Plano B</i>						<i>Plano A × Plano C</i>					
Variáveis	Poisson	NB2	GEE			Variáveis	Poisson	NB2	GEE		
			Permutável	Não estruturada	AR1				Permutável	Não estruturada	AR1
Cat.ref.: Sem coparticipação	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	1,000 (.)	Cat.ref.: Sem coparticipação	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)	R\$] 0- 38,30]	0,724*** (0,038)	0,714*** (0,032)	0,778*** (0,036)	0,796*** (0,036)	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)	R\$]38,30 [1,015 (0,047)	1,146*** (0,049)	1,137*** (0,047)	1,145*** (0,046)	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)						
N	62.730	62.730	62.730	62.730	60.665	N	20.285	20.285	20.285	20.285	19.357
AIC	154.294,9	151.944,3				AIC	52.111,62	51.428,33			
BIC	154.656,7	152.315,2				BIC	52.380,82	51.705,45			

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

Nota: Todos os modelos são controlados por características do plano, características individuais e estado de saúde.

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