

da Silveira, Marcos Antonio Coutinho

Working Paper

Gasto das famílias Brasileiras com planos de saúde: Evidência microeconômica com a POF 2017-2018

Texto para Discussão, No. 3085

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: da Silveira, Marcos Antonio Coutinho (2025) : Gasto das famílias Brasileiras com planos de saúde: Evidência microeconômica com a POF 2017-2018, Texto para Discussão, No. 3085, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, <https://doi.org/10.38116/td3085-port>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/315124>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/2.5/br/>

TEXTO PARA DISCUSSÃO

3085

**GASTO DAS FAMÍLIAS
BRASILEIRAS COM PLANOS
DE SAÚDE: EVIDÊNCIA
MICROECONÔMICA COM A
POF 2017-2018**

MARCOS ANTONIO COUTINHO DA SILVEIRA



**GASTO DAS FAMÍLIAS
BRASILEIRAS COM PLANOS
DE SAÚDE: EVIDÊNCIA
MICROECONÔMICA COM A
POF 2017-2018**

MARCOS ANTONIO COUTINHO DA SILVEIRA¹

1. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Disoc/Ipea).

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento

Ministra Simone Nassar Tebet

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidenta

LUCIANA MENDES SANTOS SERVO

Diretor de Desenvolvimento Institucional

FERNANDO GAIGER SILVEIRA

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**

LUSENI MARIA CORDEIRO DE AQUINO

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

CLÁUDIO ROBERTO AMITRANO

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**

ARISTIDES MONTEIRO NETO

**Diretora de Estudos e Políticas Setoriais,
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

FERNANDA DE NEGRI

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

RAFAEL GUERREIRO OSÓRIO

Diretora de Estudos Internacionais

KEITI DA ROCHA GOMES

Chefe de Gabinete

ALEXANDRE DOS SANTOS CUNHA

**Coordenadora-Geral de Imprensa e
Comunicação Social**

GISELE AMARAL

Ouvidoria: <https://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <https://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2025

Silveira, Marcos Antonio Coutinho da

Gasto das famílias brasileiras com planos de saúde : evidência microeconômica com a POF 2017-2018 / Marcos Antonio Coutinho da Silveira. – Rio de Janeiro: Ipea, 2025.

96 p. – (Texto para Discussão ; n. 3085).

Inclui Bibliografia.

ISSN 1415-4765

1. Gasto das Famílias. 2. Plano de Saúde. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. II. Título.

CDD 331.252

Ficha catalográfica elaborada por Elizabeth Ferreira da Silva CRB-7/6844.

Como citar:

SILVEIRA, Marcos Antonio Coutinho da. **Gasto das famílias brasileiras com planos de saúde:** evidência microeconômica com a POF 2017-2018. Rio de Janeiro: Ipea, fev. 2025. 96 p. (Texto para Discussão, n. 3085). DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/td3085-port>

JEL: I13, I14

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).

Acesse: <https://repositorio.ipea.gov.br/>.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE	
ABSTRACT	
1 INTRODUÇÃO	7
2 BASE DE DADOS.....	9
3 DETERMINANTES DO GASTO COM PLANOS DE SAÚDE	11
4 ANÁLISE DESCRITIVA.....	27
4.1 Gasto com plano de saúde: definições e classificação das famílias.....	28
4.2 Gasto estritamente positivo com planos de saúde.....	33
4.3 Tamanho do gasto com planos de saúde.....	35
5 ANÁLISE MULTIVARIADA: ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	39
6 ANÁLISE MULTIVARIADA: RESULTADOS.....	41
7 CONCLUSÃO.....	59
REFERÊNCIAS.....	87
APÊNDICE – INFLUÊNCIA DA COMPOSIÇÃO DA FAMÍLIA SOBRE O GASTO	89

SINOPSE

Com dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2017-2018, o trabalho investiga os determinantes demográficos, geográficos e socioeconômicos do gasto das famílias brasileiras com a aquisição de planos de saúde para seus membros. Uma característica distintiva dos dados é que a maior parte das famílias brasileiras não incorre em gasto com planos de saúde. Além disso, o tamanho do gasto, mesmo quando estritamente positivo, não depende unicamente de fatores diretamente determinantes da classe de risco dos indivíduos em termos de suas condições de saúde.

A evidência empírica, portanto, vai de encontro à predição teórica segundo a qual, em um contexto de mercado competitivo e informação completa, todo indivíduo adquire um plano de saúde atuarialmente justo que oferece plena cobertura contra choques financeiros decorrentes de problemas de saúde, de forma que o prêmio pago por esse plano é tanto maior quanto maior sua classe de risco, em termos da probabilidade de problemas de saúde. Diferentes hipóteses comportamentais e institucionais poderiam explicar o comportamento conflitante dos dados: a seleção adversa resultante da informação superior dos indivíduos frente às operadoras quanto a sua classe de risco, a existência de uma alternativa universal e gratuita de serviço de saúde pública na área de residência da família, a heterogeneidade dos indivíduos em relação à escolaridade, ao grau de aversão ao risco e à insuficiência da renda familiar.

Essas hipóteses acima abrem canais por meio dos quais um amplo leque de potenciais variáveis explicativas poderia influenciar o gasto das famílias com plano de saúde. O efeito dessas variáveis é estimado e testado no trabalho, as quais englobam características pessoais do chefe da família, tais como idade, sexo, cor, escolaridade, ocupação e estado conjugal, e características da família e de sua residência, tais como renda familiar *per capita*, área de residência, condições de morbidade, avaliação dos serviços de saúde e composição por idade, sexo e relação de parentesco.

Para tanto, a estratégia empírica do trabalho baseia-se na estimação de um modelo de seleção amostral que permite separar os determinantes das decisões relativas à aquisição de um plano – ou seja, de incorrência ou não em gasto estritamente positivo – e ao tamanho do gasto, além de corrigir a inconsistência decorrente de uma eventual correlação dos fatores não observados daquelas duas decisões.

Palavras-chave: gasto das famílias; plano de saúde.

ABSTRACT

Using data from the 2017-2018 Household Budget Survey, the work investigates the demographic, geographic and socioeconomic determinants of Brazilian families' expenditure on acquiring health insurance plans for their members. A distinctive characteristic of the data is that most Brazilian families do not incur expenditure on health plans. Furthermore, the size of the expenditure, even when strictly positive, does not depend solely on factors directly determining the risk class of individuals in terms of its health conditions.

The empirical evidence, therefore, goes against the theoretical prediction according to which, in a context of competitive market and complete information, every individual acquires an actuarially fair health plan that offers full coverage against financial shocks arising from health problems, so that the premium paid for this plan is higher the higher its risk class (in terms of the probability of health problems). Different behavioral and institutional hypotheses could explain the conflicting behavior of the data: adverse selection resulting from individuals having superior information about their risk class when compared to operators, the existence of a universal and free public health service alternative in the area of residence of the family, the heterogeneity of individuals in relation to schooling, degree of aversion to risk and insufficiency of family income.

The above hypotheses open up channels through which a wide range of potential explanatory variables could influence family spending on health plan. The effect of these variables is estimated and tested in the work, which encompass personal characteristics of the head of the family, such as age, gender, color, education, occupation and marital status, and characteristics of the family and its residence, such as per capita income, area of residence, morbidity conditions, evaluation of health services and composition by age, gender and family relationship.

To this end, the empirical strategy of the work is based on the estimation of a sample selection model that allows separating the determinants of the decisions regarding the acquisition of a health plan (*i.e.* whether or not to incur strictly positive expenditure) and the size of the expenditure, in addition to correcting the inconsistency arising from a possible correlation of the unobserved factors of those two decisions.

Keywords: family expenditure; health plan.

1 INTRODUÇÃO

Com dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018, este *Texto para Discussão* investiga os determinantes demográficos, geográficos e socioeconômicos do gasto das famílias brasileiras com a aquisição de planos de saúde para seus membros. A seleção da família como unidade de observação amostral, e não seus membros individuais, é motivada pela transferência interna de recursos no interior da unidade familiar, de forma que a titularidade/usufruto e o custeio dos planos não necessariamente recaem sobre os mesmos indivíduos.

Um plano de saúde funciona como um contrato de seguro que permite a realocação de recursos entre estados da natureza distintos em termos de condições de saúde, suavizando assim o impacto financeiro de choques adversos naquelas condições.¹ Em um contexto competitivo de informação completa – referido neste trabalho como modelo padrão –, a teoria de seguros estabelece que, em equilíbrio, consumidores contratam plena cobertura contra aqueles choques, ao custo de um prêmio atuarialmente justo que aumenta com sua classe de risco. Consequentemente, diferentes classes de risco são igualmente prováveis de contratar plano de saúde com plena cobertura, e o tamanho do seu gasto, na forma de pagamento da mensalidade do plano, varia diretamente com os fatores determinantes da classe de risco, tais como idade e doenças preexistentes.

Contrastando fortemente com essas predições, uma característica distintiva dos dados da POF é que a maior parte das famílias brasileiras não efetua gasto com planos de saúde, além de que o tamanho desse gasto, quando positivo, encontra-se correlacionado com fatores aparentemente não determinantes de sua classe de risco – e não menos importante, mesmo variáveis que seguramente influenciam a classe de risco não necessariamente correlacionam-se com aquele gasto conforme as predições do modelo padrão.

1. A legislação brasileira diferencia plano de saúde de seguro de saúde. O contratante de um plano de saúde tem acesso a determinados serviços e a uma rede médica e hospitalar credenciada cujo usufruto – em geral de forma ilimitada - está incluído na mensalidade do plano. Ao acionar algum serviço ou profissional pertencente ao plano, ocorre no máximo o pagamento de uma coparticipação (dependendo das disposições contratuais). Já o seguro saúde, em geral, não dispõe de uma rede credenciada. O contratante é livre para ser atendido onde e por quem quiser, paga do próprio bolso e depois aciona o seguro para ser reembolsado por aquela despesa. Os valores de reembolso podem ser totais ou parciais e estão todos tabelados e descritos no contrato. Em geral, a literatura costuma adaptar os modelos teóricos do mercado de seguros para analisar a economia dos planos de saúde, uma vez que ambos os contratos compartilham a função econômica de transferir recursos entre estados da natureza, com o objetivo de suavizar o consumo entre eles.

Nesse sentido, extensões desse modelo são necessárias para explicar o comportamento dos dados. Entre estas, cabe destacar o problema de seleção adversa decorrente da informação superior dos consumidores em relação às operadoras no que tange às suas condições de morbidade (assimetria de informação). Nesse contexto, o comportamento oportunista das classes de maior risco poderia até mesmo expulsar do mercado as classes de menor risco. Outra extensão de natureza comportamental que merece ser investigada é a atitude heterogênea dos indivíduos em relação ao risco. Maior grau de aversão ao risco poderia inclusive incentivar ações preventivas que impactariam a classe de risco.

Igualmente relevantes e distintivas do mercado brasileiro seriam extensões de natureza institucional, como a existência de uma alternativa pública e gratuita de serviço de saúde – o Sistema Único de Saúde (SUS) –, bem como de um amplo aparato regulatório para o mercado de planos privados. Essas extensões podem alterar radicalmente as predições do modelo padrão. A renda e a escolaridade dos potenciais consumidores são outras variáveis que poderiam impactar a demanda por planos privados. A insuficiência de renda não apenas tornaria os planos privados inacessíveis para a maior parte das famílias brasileiras, como também poderia fazê-los se comportar como um “bem de luxo” no caso das famílias mais pobres, no sentido de aumentar sua participação no orçamento familiar com o aumento da renda. Escolaridade, por sua vez, envolve a educação financeira necessária para a compreensão da função dos planos como instrumento de suavização do consumo entre estados da natureza.

Metodologicamente, tendo em vista a grande concentração de famílias com gasto nulo, a estratégia empírica apropriada consiste na estimação de um modelo de viés de seleção amostral para as decisões quanto ao gasto com plano de saúde, o qual é suficientemente flexível para incorporar duas possibilidades empíricas: i) os fatores determinantes da decisão de contratar ou não plano de saúde – ou seja, efetuar ou não gasto estritamente positivo – são diferentes daqueles relativos à decisão quanto ao tamanho do gasto; e ii) os fatores não observados (ruídos aleatórios) dessas decisões podem estar correlacionados. Essa segunda possibilidade implica que a amostra disponível de famílias com gasto positivo não seria aleatória, de forma que a estimação de uma regressão linear para o tamanho do gasto com os dados disponíveis estaria sujeita ao viés de seleção analisado por Heckman (1979).

Os resultados da análise de regressão multivariada confirmam a relevância da motivação e a propriedade da metodologia do trabalho. Extensões teóricas de natureza comportamental e institucional contribuem para explicar os efeitos marginais estimados

das variáveis explicativas. Muitos desses efeitos estão em forte contraste com as previsões do modelo padrão. Além disso, o tamanho, o sinal e a significância desses efeitos sobre a probabilidade de gasto positivo não necessariamente são os mesmos em relação ao tamanho esperado do gasto. Nesse sentido, é preciso ficar claro desde já a motivação exploratória do trabalho, no sentido de propor, a partir de previsões teóricas, explicações alternativas para a evidência empírica, e não conclusões definitivas.

Este *Texto para Discussão* é o passo inicial de um esforço mais amplo de pesquisa com os dados da POF acerca dos gastos das famílias brasileiras com serviços de assistência à saúde. É objetivo da pesquisa estudar tantos os gastos preventivos – principalmente aqueles com planos de saúde –, como os gastos curativos (medicamentos, consultas, médicas, exames, cirurgias etc.). A decisão de focar inicialmente os gastos com planos de saúde não é aleatória, uma vez que uma questão recorrente na literatura internacional é o efeito da contratação de planos de saúde sobre os gastos curativos.

O trabalho é composto por sete seções, incluindo esta introdução. A segunda seção descreve a base de dados. A terceira apresenta as extensões teóricas do modelo padrão que explicariam o comportamento dos dados, enfatizando o efeito de potenciais variáveis explicativas sobre as decisões de contratação de planos de saúde. A quarta seção faz uma análise descritiva dos dados. A quinta seção descreve a estratégia empírica apropriada em uma análise econométrica multivariada. A sexta seção apresenta e explica os principais resultados. Por fim, a última seção apresenta as principais conclusões do trabalho.

2 BASE DE DADOS

A base de dados usada neste trabalho foi construída a partir da POF 2017-2018, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Essa pesquisa é composta por sete questionários com perguntas bastante detalhadas sobre a estrutura de gastos e rendimentos do universo das famílias brasileiras. O primeiro investiga as características pessoais de seus membros, tais como idade, gênero, cor e educação. O segundo e o terceiro tratam das diferentes categorias de despesas coletivas das famílias, incluindo um inventário de bens duráveis. O quarto aborda as diferentes categorias de despesas individuais dos membros das famílias, abrangendo gastos com formação de capital humano (educação e saúde). O quinto mapeia a totalidade dos recursos correntes – monetários e não monetários – de todos os membros das famílias, e também coleta informação sobre suas ocupações profissionais.² O sexto

2. Recursos não monetários são especialmente importantes no caso das famílias de baixa renda.

examina a avaliação subjetiva das famílias sobre alguns aspectos importantes de suas condições de vida, inclusive a qualidade dos serviços de saúde disponíveis. O sétimo é um bloco de consumo alimentar pessoal.

Para o objetivo deste trabalho, o primeiro e o quarto questionários são os mais importantes. O primeiro fornece, além das características demográficas básicas, informação sobre a posse (usufruto) de plano ou seguro de saúde por cada membro da família. O quarto questionário provê informação detalhada sobre as despesas de cada membro da família com serviços de saúde. As rubricas de interesse no trabalho referem-se ao gasto com a aquisição de planos e seguros de saúde individuais e coletivos. A pesquisa discrimina entre planos médicos e odontológicos.

A unidade de observação usada na parte empírica do trabalho corresponde ao conceito de *unidade de consumo* empregado pela POF.³ O tamanho amostral da POF 2017-2018 consiste de 55.634 unidades de consumo, envolvendo todo o território nacional. Cabe destacar que a POF faz distinção entre família e unidade de consumo, sendo que esta pode ser composta por várias famílias.⁴ Isso, no entanto, representa menos que 1% da amostra. Ademais, a definição de unidade de consumo é mais próxima do conceito de família que é relevante para o objetivo deste trabalho.

O tempo de pesquisa da POF abrange doze meses, de forma a capturar o efeito de flutuações sazonais nos orçamentos familiares. Cada família reporta o valor das receitas e despesas relativas a um período de referência. Despesas com bens que diferem em valor unitário e frequência de aquisição requerem períodos de referência distintos para a precisão da informação. Em geral, as despesas de maior valor são aquelas normalmente realizadas com menor frequência. Além disso, a memória das informações relativas a uma aquisição de valor mais elevado é preservada por um período de tempo mais longo.⁵ Assim, quatro períodos de referência são definidos: sete dias, trinta dias, noventa dias e doze meses. O período de referência dos gastos com planos de saúde é de noventa dias. Como as famílias podem ser entrevistadas em momentos diferentes ao longo da pesquisa, seus períodos de referência para uma

3. A POF define unidade de consumo como um morador ou grupo de moradores de um domicílio particular permanente que compartilham a mesma fonte de alimentação, ou seja, que utilizam um mesmo estoque de alimentos e/ou que realizam um conjunto de aquisições alimentares comuns.

4. A POF define família como um conjunto de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, que morem na mesma unidade domiciliar; ou então uma pessoa que more só em uma unidade domiciliar.

5. Pode haver problemas quanto à fidelidade da informação recolhida, já que muitas vezes os valores reportados pelas famílias podem não ser precisos, seja por engano ou esquecimento do entrevistado.

mesma despesa ou rendimento em geral não coincidem. Logo, é preciso anualizar e expressar todos os valores aos preços vigentes em uma data referencial, corrigindo, assim, o efeito distorcivo da inflação.

3 DETERMINANTES DO GASTO COM PLANOS DE SAÚDE

Um plano de saúde pode ser analisado economicamente como um contrato de seguro que permite transferir recursos de estados da natureza caracterizados por condições normais de saúde para estados da natureza caracterizados pela ocorrência de choques adversos – de gravidade variável – naquelas condições. Mais precisamente, em troca do pagamento de uma mensalidade que independe do estado da natureza observado, a operadora ofertante do plano cobre total ou parcialmente as despesas financeiras com eventos de saúde, tais como doenças e acidentes.

Rothschild e Stiglitz (1976) desenvolvem um modelo teórico para o mercado de seguros que tem sido amplamente usado – e adaptado – pela literatura como um ponto de partida para a análise do mercado de planos de saúde.⁶ Para um indivíduo com renda mensal W exposto ao risco de sofrer, com probabilidade P , uma perda financeira L decorrente de um choque adverso nas suas condições de saúde, a decisão de contratar ou não um plano de saúde com nível de cobertura C , ao custo de um prêmio α por unidade de cobertura – que implica uma mensalidade $M = \alpha C$ –, equivale à escolha entre duas loterias monetárias: se não contrata, recebe *pay-off* W nos meses sem choque e $W-L$ nos meses com choque; se contrata, recebe *pay-off* $W-M$ nos

6. Exemplos são Bundorf, Herring e Pauly (2005), Olivella e Vera-Hernández (2006) e Buchmueller et al (2008) em suas extensões teóricas e testes empíricos do modelo de Rothschild & Stiglitz.

meses sem choque e $W-M+C$ nos meses com choque.⁷ Por conseguinte, para um indivíduo avesso ao risco, um plano de saúde com cobertura $C > 0$ traz um ganho de bem-estar por suavizar sua renda entre estados da natureza, de forma que ele decide contratar o plano quando este ganho compensa o custo de aquisição, no sentido de proporcionar-lhe um aumento de bem-estar em relação à decisão de não contratação, ou seja, quando o plano satisfaz sua restrição de participação. Dessa forma, a propensão para contratar o plano aumenta com a probabilidade de choque P e o tamanho da perda L , enquanto diminui com o prêmio α .

Mais precisamente, cada indivíduo escolhe o contrato (α, C) que maximiza seu bem-estar entre aqueles disponíveis no mercado e que satisfazem sua restrição de participação. Por sua vez, cada operadora, neutra ao risco, oferta o *menu* de contratos que maximiza seu lucro esperado, tomando como dados os *menus* ofertados pelas demais operadoras.⁸ Rothschild e Stiglitz discorrem sobre as razões pelas quais esta é a forma de competição – denominada preço-quantidade – observada no mercado de planos de saúde. Cabe observar que esta é possível somente se cada indivíduo é restrito a contratar um único plano.⁹ O equilíbrio de mercado é, por consequência, um equilíbrio de Nash entre as operadoras.

Em condições de mercado competitivas, caracterizadas pela ausência de barreiras à entrada e saída de nova operadoras, o equilíbrio de mercado é alcançado quando

7. Na prática, o nível de cobertura de um plano é multidimensional e determinado por suas disposições contratuais, as quais definem a “qualidade” do plano e são fixadas pela política comercial das operadoras dentro dos limites impostos pela legislação e pela regulação da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS). É comum na literatura teórica, a título de simplificação, que essa “cobertura multidimensional” dos planos de saúde seja expressa resumidamente em termos de uma cobertura C medida em unidades monetárias. Nesse sentido, entre as disposições contratuais mais importantes na determinação do nível de “cobertura” de um plano, cabe destacar as seguintes: existência e condições de coparticipação, franquia e reembolso, rede credenciada de profissionais de saúde e prestadores de serviços hospitalares, rol de cobertura em termos procedimentos e eventos de saúde (exames, procedimentos, consultas), prazos de carência (inclusive para doença e lesões preexistentes), abrangência regional, tipo de acomodação e disponibilidade de serviços próprios da operadora. Cabe frisar que a ANS diferencia os planos por segmentação assistencial, cada qual correspondendo a uma lista de procedimentos com cobertura obrigatória descrita no Rol de Procedimentos e Eventos em Saúde editado pela ANS. Essas determinações valem para todos os contratos celebrados após 1º de janeiro de 1999 (planos novos), ou adaptados à Lei nº 9656/1998 (Brasil, 1998) O planos são classificados nas seguintes segmentações: ambulatorial, hospitalar, ambulatorial e hospitalar (cada um sem e com obstetrícia). Nada impede, contudo, que um plano ofereça procedimentos extrarrol (não cobertos pelo rol da ANS), tais como alguns tipos de transplantes.

8. A hipótese de neutralidade ao risco das operadoras é comum na literatura e não interfere nos principais resultados do modelo.

9. Caso contrário, o indivíduo poderia comprar múltiplos de um contrato disponível e assim a competição seria via preço, por meio da qual a seguradora fixa o prêmio α e os consumidores decidem quanto contratar de cobertura C .

TEXTO para DISCUSSÃO

todo plano ativo – ou seja, adquirido por algum indivíduo – rende lucro esperado nulo.¹⁰ Pode-se provar que isso corre quando o plano adquirido por cada classe de risco – ou seja, por indivíduos com a mesma probabilidade P – é atuarialmente justo em equilíbrio, no sentido de que o prêmio α converge para a probabilidade P . Uma evidência nesse sentido é que a mensalidade cobrada pelas operadoras é reajustada com a mudança de faixa etária, quando então aumenta a probabilidade de problemas de saúde.

A caracterização do equilíbrio competitivo depende da estrutura de informação do mercado. Com informação completa – e, portanto, simétrica entre operadoras e consumidores –, as operadoras são capazes de observar diretamente a classe de risco (probabilidade P) de cada indivíduo, e assim o mercado é inteiramente segmentado entre as classes, ou seja, cada indivíduo pode “pegar ou largar” o plano ofertado para sua classe, mas nunca adquirir o plano ofertado para uma outra classe. O resultado é um equilíbrio separador em que as operadoras ofertam para cada classe de risco o plano (α, C) com $\alpha = P$ e $C = L$. Isso significa que, independentemente de sua classe de risco, cada indivíduo elimina inteiramente sua exposição a choques financeiros com problemas de saúde por meio da aquisição de um plano com cobertura total $C = L$. Assim, indivíduos de diferentes classes de risco pagariam uma mensalidade $M = PL$ que varia diretamente com P , de forma que apenas as características pessoais determinantes da classe de risco dos indivíduos – como a idade e o gênero por exemplo – explicariam a variação do tamanho do gasto (a mensalidade M) com plano de saúde entre os indivíduos.

No entanto, o que se observa empiricamente nos dados da POF é que a maior parte dos indivíduos não é beneficiária de plano de saúde (ou seja, $C = 0$). Também se observa que o tamanho do gasto (mensalidade) de um indivíduo é influenciado por fatores aparentemente não determinantes de sua classe de risco (probabilidade P). Por exemplo, famílias mais afluentes e escolarizadas, ou residindo em regiões mais urbanizadas, são mais prováveis de contratar plano de saúde, independentemente da faixa etária de seus membros, que é supostamente a principal determinante de sua classe de risco. Por outro lado, características pessoais que teoricamente deveriam referenciar o apreçamento das operadoras não se revelam tão significativas como esperado. Nesse sentido, extensões do modelo de Rothschild e Stiglitz com informação completa – referido neste trabalho como modelo padrão – são necessárias para explicar o comportamento dos dados. Tais extensões não apenas abrem canais para o efeito

10. Mais precisamente, em condições de mercado competitivas, o equilíbrio de Nash é alcançado quando nenhum plano ativo traz lucro esperado negativo e quando não existe plano que, se ativo, traga lucro esperado positivo.

de variáveis não diretamente determinantes da classe de risco dos indivíduos como também alteram o sinal e o tamanho do efeito das variáveis teoricamente determinantes.

Essas extensões podem ser de natureza comportamental ou institucional. Extensões comportamentais são mudanças nas características subjetivas dos participantes do mercado que podem impactar suas decisões alocativas, enquanto extensões institucionais são mudanças nas condições de mercado sob as quais aqueles agentes tomam suas decisões. Uma primeira extensão institucional seria alguma forma de competição imperfeita. Em equilíbrio, poder de mercado eleva o prêmio cobrado das operadoras, induzindo os segurados a contratarem menos cobertura.

Embora não seja objetivo do trabalho discorrer sobre a estrutura e a concentração do mercado de planos de saúde no Brasil, cabe argumentar, a favor da hipótese de um mercado sujeito a pressões competitivas, que cartéis são bastante instáveis quando as firmas concorrem via preço ou via preço-quantidade, uma vez que tal modalidade de competição gera fortes incentivos para se burlar o cartel. Por outro lado, Ocké-Reis, Andreazzi e Silveira (2006) trazem argumentos na direção de uma estrutura de mercado não competitiva, por conta de barreiras à entrada decorrentes, em grande parte, de economia de escala de diferenciação, relacionadas aos vultosos gastos com a marca das grandes operadoras. De qualquer forma, mesmo sob a hipótese de competição imperfeita – com o consequente aumento dos prêmios e redução da demanda por planos –, o modelo padrão não seria capaz de explicar satisfatoriamente os dados: mantendo-se informação completa, todas as classes de risco reduziriam, mas não necessariamente anulariam, o nível de cobertura demandado, e, além disso, as mensalidades pagas continuariam explicadas unicamente pelas variáveis diretamente determinantes da classe de risco.

Entres outras extensões de natureza institucional que poderiam contribuir para explicar efetivamente os dados, cabe destacar os problemas de seleção adversa inerentes a um contexto de informação assimétrica caracterizado pela informação superior dos indivíduos em relação às operadoras acerca de suas condições de saúde. No modelo teórico, isso significa que, embora seja de conhecimento comum a probabilidade P de cada classe de risco, as operadoras não conseguem observar diretamente a classe (probabilidade P) de um consumidor em particular.¹¹ Outra forma de dizer isso é que as operadoras dispõem, no máximo, de informação apenas limitada sobre os

11. No máximo, as operadoras sabem que um indivíduo pode pertencer à classe de alto risco (probabilidade P alta) ou baixo risco (probabilidade P baixa). Já os indivíduos conhecem exatamente sua classe, configurando assim um contexto de assimetria de informação.

TEXTO para DISCUSSÃO

fatores de risco que determinam a probabilidade P de problemas de saúde em cada indivíduo. Podem ser capazes e permitidas de observar e discriminar os indivíduos em relação à faixa etária, por exemplo, mas podem não ser inteiramente capazes ou proibidas, pela regulação existente, de assim fazê-lo em relação a outras variáveis, tais como inúmeras condições de morbidade. Essa heterogeneidade não observada desemboca em um problema de seleção adversa: a solução de informação perfeita, descrita anteriormente, não se sustenta em equilíbrio, uma vez que indivíduos de todas as classes preferirão o plano antes contratado apenas pelos indivíduos da classe de menor risco – com menor prêmio e mesma cobertura –, o que implica lucro negativo para as operadoras.

Antecipando esse comportamento oportunista, as operadoras realizam uma triagem (*screening*) dos indivíduos de diferentes classes de risco, ou seja, oferecem um *menu* de planos que maximiza seu lucro esperado sujeito às restrições de participação e incentivo de todas as classes de risco.¹² Com isto, são capazes de observar indiretamente a classe de um indivíduo pela escolha de seu plano (mecanismo de autosseleção). No equilíbrio competitivo, o plano adquirido por cada classe satisfaz aquelas restrições e rende lucro esperado nulo para as operadoras. Em particular, pode-se provar que a classe de alto risco adquire exatamente o plano de equilíbrio com informação completa, enquanto a classe de baixo risco adquire um plano de igual prêmio e menor cobertura (em relação à solução de informação completa) que satisfaz a restrição de incentivo da classe de alto risco. A intuição desse novo equilíbrio é que o mercado precisa reduzir a cobertura do plano da classe de baixo risco em uma extensão suficiente para neutralizar o comportamento oportunista da classe de alta risco. Porém, esse plano é sub-ótimo em relação ao plano adquirido pela classe de baixo risco no equilíbrio com informação completa.¹³ Em suma, a mudança da estrutura de informação do mercado de completa (simétrica) para assimétrica faz prever, em equilíbrio, menor cobertura ($C < L$) do plano adquirido pela classe de baixo risco, enquanto permanece igual ($C = L$) a cobertura do plano adquirido pela classe de alto risco, criando-se então uma correlação positiva, não existente com informação completa, entre nível de cobertura e classe de risco. Isso, por sua vez, resulta em uma alocação Pareto-inferior ao equilíbrio com

12. Não havendo observação direta das operadoras, cada classe de risco é livre para adquirir qualquer plano do *menu* de contratos. No entanto, as condições de incentivo garantem que o plano destinado a uma classe é pelo menos tão bom para ela quanto os planos destinados às demais classes. Pelo princípio da revelação, ao desenhar o *menu* de contratos que maximiza seu lucro esperado, as operadoras podem se restringir àqueles por meio dos quais o consumidor revela sua classe, ou seja, os que satisfazem as condições de incentivo dos consumidores.

13. Isto porque o plano de equilíbrio com informação completa é a solução ótima para a classe de baixo risco quando o prêmio é atuarialmente justo.

informação completa, na medida em que reduz o bem-estar da classe de baixo risco, enquanto não altera o bem-estar dos outros participantes do mercado.^{14,15}

Outra extensão de natureza institucional bastante distintiva do mercado brasileiro é que os serviços de saúde cobertos pelos planos privados competem com uma alternativa de saúde pública universal e gratuita, ou melhor, financiada por impostos. Essa alternativa é o SUS, um complexo sistema de atenção integral à saúde, gerido de forma solidária e participativa pelos três entes da Federação. Nesse sentido, Olivella e Vera-Hernández (2006) modificam o modelo de Rothschild-Stiglitz para estudar o impacto da existência dessa alternativa substitutiva, e não apenas complementar, sobre a decisão de aquisição de um plano de saúde. O equilíbrio de mercado depende do diferencial de qualidade dos serviços oferecidos pelos planos privados em relação àqueles oferecidos pela alternativa pública.

Todas as classes de risco optam pelo serviço público (privado) se esse diferencial é suficientemente pequeno (grande). Para níveis intermediários do diferencial, a direção do efeito sobre o equilíbrio depende da estrutura de informação. Com informação completa, o equilíbrio se altera radicalmente em relação ao contexto sem alternativa pública, no qual todas as classes adquirem plena cobertura: agora, a classe de alto risco opta pela alternativa pública gratuita ($C = 0$), enquanto a classe de baixo risco continua a pagar uma mensalidade por um plano privado (de plena cobertura $C = L$). A intuição é que, na ausência da alternativa pública, a classe de alto risco estava pagando um prêmio, atuarialmente justo, maior que a outra classe pela mesma cobertura (plena) e, portanto, valorizava menos o plano de saúde¹⁶ – e, por essa razão, tem mais incentivo a abandonar o plano privado na presença da alternativa pública. Um corolário desse resultado é uma possível inversão de sinal em relação ao efeito sobre o gasto (mensalidade) das variáveis determinantes da classe de risco. Por exemplo, com o aumento da faixa etária (classe de risco), o gasto (mensalidade) sempre aumenta no equilíbrio sem alternativa pública, enquanto no equilíbrio com alternativa pública torna-se nulo a partir de uma dada classe de risco.

14. Em ambas as estruturas de informação, a classe de alto risco adquire o mesmo plano, enquanto qualquer plano ativo rende lucro esperado zero para as operadoras.

15. Como explicado na nota de rodapé 7, um menor nível de cobertura C pode ser interpretado como uma redução da “qualidade” do plano.

16. Outra forma de dizer isso é que, com informação completa, o consumo e o bem-estar da classe de alto risco eram menores em relação à classe de baixo risco em ambos os estados da natureza (com e sem choques nas condições de saúde).

O efeito da existência de uma alternativa pública segue um caminho diverso com informação assimétrica: a fim de impedir o comportamento oportunista da classe de alto risco, o tamanho da redução na cobertura do plano de equilíbrio da classe de baixo risco, necessária para satisfazer a condição de incentivo da classe de alto risco, pode ser tão grande que esta acaba optando pela alternativa pública. O resultado é um agravamento do problema de seleção adversa que resulta em maior separação entre as classes de risco: as classes mais arriscadas continuam propensas a contratar planos privados, enquanto as menos arriscadas passam a se apoiar apenas no serviço público.

A extensão do modelo padrão com a inclusão de uma alternativa pública abre um interessante canal para o efeito de variáveis geográficas (região de residência e nível de urbanização) sobre as decisões das famílias, uma vez que a disponibilidade e/ou qualidade do serviço público pode variar bastante geograficamente. Nesse sentido, cabe indagar, quanto aos efeitos sobre a demanda por planos privados, a relativa precariedade do serviço de saúde pública no Brasil, em termos de tempo de espera, atendimento médico, rede hospitalar, entre outros motivos para reclamações.

Entre as extensões de natureza comportamental, cabe destacar a heterogeneidade das classes de risco em relação ao grau de aversão ao risco: mais precisamente, indivíduos de diferentes classes de risco poderiam também diferir em relação ao grau de aversão ao risco. Pelo menos teoricamente, em condições competitivas e de informação completa, essa extensão sozinha não alteraria o equilíbrio competitivo. Por outro lado, combinada com outras extensões, aquela heterogeneidade poderia impactar o diferencial de gasto com planos de saúde entre diferentes classes de risco. A direção e a intensidade do impacto vão depender da estrutura de informação e da existência de uma alternativa pública gratuita. Em um contexto de assimetria de informação, quanto maior a aversão ao risco da classe de alto risco, menor o tamanho da redução na cobertura do plano de equilíbrio da classe de baixo risco – necessária para satisfazer a condição de incentivo da classe de alto risco – e, portanto, menor o diferencial de gasto entre as classes de risco. Por sua vez, em um contexto de informação completa combinado com a existência de uma alternativa pública gratuita, a direção do impacto da heterogeneidade na aversão ao risco depende do sinal da correlação entre classe de risco e aversão ao risco. Uma correlação negativa reforça esse equilíbrio que foi descrito – sem heterogeneidade na aversão ao risco –, no qual a classe de baixo risco prefere adquirir um plano privado, enquanto a classe de alto risco prefere a alternativa pública. Já uma correlação suficientemente positiva poderia reverter esse equilíbrio, com a classe de alto risco passando a optar por um plano privado e a classe de baixo risco escolhendo a alternativa pública.

Outra possibilidade de extensão comportamental é motivada pelo baixo nível de renda familiar *per capita* da maior parte das famílias brasileiras, cabendo então perguntar se ter um plano de saúde não seria um “bem de luxo” para as famílias muito pobres, no sentido de ocuparem maior participação no orçamento familiar com o aumento da renda. Ou pelo menos não seriam tão essenciais para essas famílias em relação às famílias mais ricas, com a participação no orçamento caindo relativamente menos com o aumento da renda. No limite, uma renda tão baixa tornaria impossível pagar a mensalidade de um plano de saúde sem sacrificar o consumo mínimo de subsistência. Essa possibilidade abre um canal para o efeito da renda familiar *per capita* sobre a decisão de aquisição de planos de saúde, uma questão não devidamente explorada pela literatura teórica. Combinada com a existência de um serviço público gratuito, a insuficiência de renda contribui para ampliar ainda mais a separação entre ricos e pobres no caso de uma deterioração da qualidade da alternativa pública: as operadoras poderiam cobrar mensalidades ainda mais elevadas dos ricos, enquanto aos pobres não restaria outra opção senão continuar na dependência do serviço público.

Essa discussão sugere um conjunto de potenciais variáveis explicativas das decisões de aquisição e gasto das famílias em relação aos planos de saúde. O efeito *ceteris paribus* de cada variável sobre o equilíbrio de mercado e, portanto, sobre o gasto das famílias depende de sua influência sobre os parâmetros comportamentais e institucionais que condicionam o mercado de planos de saúde. Parâmetros institucionais envolvem i) o poder de mercado das operadoras, ii) a disponibilidade/qualidade de uma alternativa pública, universal e gratuita, de serviço de saúde, substitutiva e não apenas complementar, ao serviço oferecido pelos planos privados; iii) o aparato regulatório que limita o aprepçamento e os reajustes de mensalidades dos planos, bem como o desenho e a oferta de novos contratos pelas operadoras; iv) os incentivos públicos, na forma de renúncias fiscais, para a aquisição de planos de saúde, os quais, diante da escassez de recursos para o fortalecimento do SUS, são nitidamente inequitativos sob a ótica da distribuição do gasto público federal, conforme arguido em Ocké-Reis, Andreazzi e Silveira (2006); e v) a estrutura de informação dos participantes do mercado quanto aos fatores determinantes da classe de risco dos indivíduos, em especial no que diz respeito à existência de informação superior por parte dos indivíduos em relação às operadoras (assimetria de informação). Nesse aspecto, cabe salientar que restrições legais, regulatórias e culturais poderiam impedir as operadoras de discriminar os indivíduos diretamente com base em alguma característica observada. Mesmo assim, ainda é possível discriminar indiretamente por triagem – tratando a característica como não

observada – se a operadora conhece seu efeito sobre a classe de risco (probabilidade P de problemas de saúde).

Por sua vez, parâmetros comportamentais envolvem basicamente os fatores determinantes da classe de risco e do grau de aversão ao risco dos potenciais consumidores. Em particular, a probabilidade P de problemas de saúde (classe de risco) pode ser mais precisa e corretamente definida, pelo menos do ponto de vista das operadoras, como a probabilidade de o beneficiário acionar a utilização dos serviços oferecidos pelo plano, de forma que a classe de risco seria também influenciada por fatores comportamentais, além das circunstâncias e condições de morbidade exógenas e independentes de ações individuais. Entre esses fatores, podem-se destacar i) os hábitos e medidas de prevenção de problemas de saúde; ii) a capacidade de prever e diagnosticar problemas de saúde; e iii) a atenção e disposição de alocar tempo e recursos na solução dos problemas de saúde. A partir dessa definição mais ampla de classe de risco, trabalhos empíricos salientam a significância do efeito da escolaridade e do grau de aversão ao risco sobre a classe de risco dos consumidores. Tudo mais constante – como idade, gênero e condições de morbidade –, indivíduos mais escolarizados e/ou avessos ao risco seriam mais propensos a tomar medidas preventivas de saúde, deslocando-se para uma classe de menor risco. Por outro lado, indivíduos mais escolarizados poderiam demandar maior taxa de utilização dos serviços do plano. É uma questão empírica, portanto, determinar o sinal e o tamanho da correlação da classe de risco com a escolaridade e a aversão ao risco.

Segue adiante nesta seção um resumo da construção de cada potencial variável explicativa, bem como um apanhado geral de sua influência sobre a demanda por planos de saúde. Antes, porém, é preciso especificar como a observação da variável é imputada para cada família.

Algumas variáveis referem-se ao domicílio da família ou, por sua própria natureza, à família como um todo, tais como a região de residência, o extrato geográfico, a qualidade da educação, a renda familiar, o número de membros e a composição da família. Outras variáveis, no entanto, dizem respeito a características pessoais dos membros da família, de forma que existe uma observação para cada pessoa diferente. Nesse caso, como aqui a unidade amostral é a família, e não seus membros individuais, é preciso decidir como ponderar a informação reportada pelos diferentes membros a fim de que seja imputada uma única observação da variável para a família. O procedimento aqui adotado é simplesmente imputar a característica do chefe da família. ou melhor, sua pessoa de referência segundo a POF. Embora o chefe da família não seja, em grande

parte dos casos, a única fonte provedora e unidade decisória da família, ele ocupa um papel principal no desempenho dessas funções. Além disso, esse é um procedimento comum em estudos empíricos com gastos familiares.

Gênero do chefe

Variável com duas categorias: homem e mulher. Dois canais são possíveis para o efeito dessa variável sobre as decisões de aquisição de planos de saúde. Como o chefe é a principal unidade decisória – senão única – da família, suas características subjetivas poderiam condicionar as decisões de aquisição para si e para os demais membros, ou seja, por exemplo, mulheres poderiam ou não ser mais avessas ao risco ou mais atentas à saúde preventiva da família? Em segundo lugar, como homens e mulheres diferem em suas necessidades médicas, gênero poderia ser uma característica observada determinante da classe de risco.

Em geral, as operadoras não discriminam preço entre homens e mulheres. A notória exceção seria o preço diferenciado praticado para planos com cobertura de serviços de obstetrícia e outros serviços relativos à gestação e parto, refletindo a avaliação de risco das operadoras. Nesse sentido, cabe frisar que a Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) classifica os planos de saúde por segmentação assistencial, cada qual correspondendo a um diferente rol de cobertura obrigatório. Em particular, os planos incluídos nos segmentos ambulatorial e hospitalar com obstetrícia cobrem, em geral, um rol ampliado em relação às suas contrapartes sem obstetrícia.

Cor do chefe

Variável com cinco categorias: branca, negra, parda, amarela e indígena. A cor do chefe é, em geral, a predominante na família. Planos de saúde não discriminam por cor em suas condições contratuais. Isso é legalmente proibido. Logo, mesmo se na prática fosse uma determinante da classe de risco do segurado, essa característica precisaria ser tratada como não observada pelas operadoras, de forma que a seleção adversa resultante produziria discriminação apenas indireta via triagem. De qualquer forma, salvo por razões culturais, não existe uma razão economicamente clara pela qual a classe de risco de um indivíduo, tudo o mais constante, seja significativamente influenciada por sua cor. Contudo, tendo em vista a importância atual do tema da desigualdade social em relação à cor, é sempre importante testar a existência de um novo canal por meio do qual essa desigualdade poderia se manifestar.

Idade do chefe

Em geral, o chefe é a principal, senão única, unidade decisória e fonte de renda da família. Logo, a idade do chefe influencia por diferentes canais as decisões de aquisição de planos de saúde para si e os demais membros da família: sua classe de risco e, portanto, o prêmio médio dos planos para sua faixa etária; sua valorização subjetiva da proteção que um plano de saúde oferece para seu cônjuge, filhos e demais dependentes; seu grau de maturidade e conhecimento acerca do funcionamento do mercado; sua posição no ciclo da vida, a qual influencia a alocação de recursos entre consumo e poupança e entre ativos de diferentes classes de risco. A análise descritiva, na seção 4, usa as mesmas quatro faixas do IBGE em seus estudos com os dados da POF: ≤ 24 , (24,49], (49,64] e > 64 . A análise multivariada, na seção 6, usa seis faixas etárias construídas a partir das faixas etárias definidas pela ANS para fins de reajuste da mensalidade. Cada faixa do trabalho corresponde a uma ou duas faixas da ANS: as faixas extremas < 19 e > 58 coincidem, a faixa [19,28] agrega as faixas [19,23] e [24,28], a faixa [29,38] agrega as faixas [29,33] e [34,38], a faixa [39,48] agrega as faixas [39,43] e [44,48] e a faixa [49,58] agrega as faixas [49,53] e [54,58].

Escolaridade do chefe

Variável com cinco categorias: sem instrução, fundamental incompleto, fundamental completo, médio completo e superior completo. Como observado anteriormente, é uma questão empírica determinar o quanto a escolaridade influencia a classe de risco dos beneficiários de planos de saúde. Por um lado, chefes mais escolarizados cuidariam melhor da saúde de sua família no dia a dia, principalmente com hábitos alimentares mais saudáveis e maior frequência de consultas médicas preventivas, reduzindo assim a probabilidade de problemas de saúde. Por outro lado, seriam mais capazes de diagnosticar problemas de saúde e assim acionar os planos com maior frequência, elevando as despesas das operadoras. A evidência empírica encontrada no trabalho poderia ajudar a responder essa questão. A escolaridade também poderia afetar diretamente a demanda por planos de saúde, independentemente de seu impacto sobre a classe de risco. Planos de saúde possuem características de ativo financeiro e, portanto, maior educação financeira implica melhor compreensão de seu funcionamento e importância para o bem-estar da família. Por essa razão, chefes mais escolarizados seriam então mais preocupados em adquirir planos de saúde para seus membros.

Independentemente das respostas às colocações feitas, o fato é que, embora seja uma característica observada, planos individuais/familiares não discriminam em relação

à escolaridade dos adquirentes. Contudo, como mais bem explicado na seção 6, essa discriminação poderia ocorrer, de forma indireta, nos planos coletivos, os quais exigem algum tipo de vínculo com a pessoa jurídica contratante – em geral, empresas e entidades de classe. Isso porque tal vínculo é mais provável de ser possuído por indivíduos de maior escolaridade e, portanto, com maior acesso ao mercado formal de trabalho.

Ocupação profissional do chefe

Variável com seis categorias: sem ocupação, empregado no setor público, empregado no setor privado, conta própria, empregador e não remunerado.¹⁷ A relevância dessa variável é bem ilustrada quando *empregado no setor público* entra como categoria de referência. A razão disso é a diferença estimada das estatísticas com relação a essa categoria é, em certa extensão, o efeito da instabilidade da renda familiar sobre a demanda por planos de saúde, na medida em que a estabilidade no emprego dos servidores públicos lhes garante uma renda menos volátil em relação a outras ocupações.

Nesse sentido, como postulado pela teoria de alocação de carteira de longo prazo, quanto maior a instabilidade da renda familiar, maior a demanda da família por ativos líquidos e seguros para fins de poupança precaucionária e como instrumento de *hedge* contra choques adversos na renda. Como resultado, em relação aos servidores públicos, indivíduos ocupados no setor privado seriam mais inclinados a contratar planos de saúde a fim de impedir um aumento adicional da volatilidade de sua renda disponível. E entre os ocupados no setor privado, aqueles com renda mais volátil, tais como sem carteira ou conta própria, seriam mais inclinados em relação aos empregados com carteira.

Por outro lado, diferentes escolhas profissionais poderiam refletir diferentes perspectivas de vida e visões do mercado de trabalho, as quais influenciariam o valor subjetivo atribuído à estabilidade da renda familiar. Por esse argumento, a ocupação profissional seria uma observação indireta do grau de aversão ao risco. Assim, tudo mais constante, indivíduos em ocupações profissionais menos expostas a choques na renda, como os servidores públicos, seriam mais avessos ao risco e, portanto, mais propensos à contratação de planos de saúde.

É uma questão empírica, portanto, a informação trazida pela ocupação profissional quanto ao grau de aversão ao risco dos indivíduos, o qual por sua vez, conforme

17. Indivíduos sem ocupação podem auferir renda periódica na forma de pensões, transferências e aposentadorias. Indivíduos não remunerados incluem os que trabalham nos empreendimentos familiares.

explicado antes, é um parâmetro comportamental com possível influência sobre a demanda por planos de saúde, tanto de forma direta como indireta, via o impacto de ações preventivas sobre a classe de risco. Não menos importante, outro canal para o efeito da ocupação profissional seria a avaliação mais favorável, por parte das operadoras, da classe de risco de ocupações profissionais que desfrutem de melhores condições de trabalho, inclusive com menor probabilidade de acidentes de trabalho.

Analogamente ao que ocorre em relação à escolaridade, a ocupação profissional é uma característica diretamente observada pelas operadoras, que, pelas razões já apontadas, poderiam avaliar mais favoravelmente o risco de algumas ocupações, tais como servidores públicos e empregados formais. Nesse caso, como mais bem explicado na seção 6, a discriminação por ocupação profissional ocorreria por meio das melhores condições contratuais oferecidas por planos coletivos que exigem um vínculo com as entidades contratantes. O exemplo mais típico são os planos empresariais acessíveis a empregados com carteira.

Avaliação da qualidade dos serviços de saúde

A informação para a construção dessa variável é coletada pelo questionário 6 da POF, intitulado *Avaliação das Condições de Vida*, por meio do qual a família avalia como bom, satisfatório ou ruim o seu padrão de vida em relação à saúde. Trata-se, portanto, de um indicador subjetivo que traz informação acerca da qualidade dos serviços de saúde disponíveis para a família, sem discriminar entre rede pública e privada. É razoável supor que uma avaliação mais positiva reflita uma percepção mais favorável dos benefícios pecuniários e intangíveis daqueles serviços, o que por sua vez resultaria em maior demanda por planos de saúde, e serviços de saúde em geral, principalmente em relação às famílias mais pobres, para as quais o custo de oportunidade daqueles planos, em termos de consumo corrente, é relativamente mais elevado. No entanto, como a pergunta da POF não discrimina entre serviços públicos e privados, a evidência empírica para o efeito de sua avaliação poderia sugerir interpretações ambíguas, uma vez que a demanda por planos privados também depende do diferencial de qualidade de seus serviços em relação àqueles oferecidos pela alternativa pública.

Região

Variável com cinco categorias: Sudeste, Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sul. Como já foi explicado, a inclusão dessa variável, bem como da variável *extrato geográfico*

adiante, é motivada por seu potencial efeito explicativo pelo lado da oferta/qualidade de serviços de saúde, que pode variar entre diferentes regiões e extratos geográficos.

Extrato Geográfico

Variável com quatro categorias: capital, região metropolitana (excluindo capital), área urbana restante (excluindo capital e região metropolitana) e área rural. Essa variável corresponde à definição de extrato geográfico na POF, podendo ser interpretada como um indicador do grau de proximidade da localidade de residência da família em relação à capital de sua Unidade da Federação (UF), a qual é supostamente mais bem provida de serviços de saúde públicos e privados. De certa forma, poderia também ser entendida como uma medida do grau de urbanização da localidade de residência da família.

Junto com a variável região, o extrato geográfico controlaria a influência de fatores relacionados à oferta/qualidade dos serviços de saúde, os quais poderiam variar geograficamente, sobre a demanda por planos privados. Por exemplo, a maior concentração da indústria resulta em maior poder de mercado das operadoras, pressionando os prêmios para cima e desestimulando a aquisição de planos de saúde. Outro exemplo é a existência de uma alternativa pública e gratuita de serviços de saúde, substitutiva em relação àqueles cobertos pelos planos privados. Conforme dito anteriormente, dependendo da qualidade dos serviços públicos, isso poderia impactar fortemente as decisões das famílias quanto à aquisição de planos privados.

Renda

A teoria econômica pressupõe que a família aloca seus recursos materiais e financeiros entre os bens e serviços disponíveis na economia com o objetivo de maximizar seu bem-estar e está sujeita a uma restrição orçamentária intertemporal, condicionada pelo valor presente dos fluxos futuros de sua renda disponível. Logo, essa é uma variável chave na decisão alocativa das famílias em relação ao gasto com planos de saúde. A renda disponível é líquida de impostos e contribuições sociais e, portanto, uma medida bastante aproximada do poder aquisitivo da família. Dividindo-a pelo número total de membros da família, chega-se à renda *per capita* disponível da família. Na análise descritiva da seção 4, as famílias estão classificadas em dez faixas (categorias) de renda *per capita*, desde a faixa com as 10% mais pobres até a faixa com as 10% mais ricas. Na análise multivariada da seção 6, a renda *per capita* entra como variável contínua.

Como acontece com a escolaridade, é praticamente consenso na literatura empírica oriunda de várias partes do mundo o efeito positivo da renda sobre a demanda por planos privados de saúde, embora varie entre os países a magnitude e o diferencial do efeito entre as diferentes faixas de renda. Osei-Akoto (2003) reporta que, em Gana, a probabilidade é menor entre os mais pobres mesmo nos programas orientados para famílias de baixa renda. López-Valcárcel e Pinilla (2020) reportam que, na Espanha, a probabilidade não é significativamente diferente entre as 60% famílias mais pobres, enquanto aumenta de patamar nos saltos para os dois quintis mais ricos.

Composição da família por idade, gênero e relação de parentesco com o chefe

Uma vez que o trabalho estuda o gasto familiar total com planos de saúde, a composição da família segundo uma dada característica pessoal de seus membros poderia ser um fator determinante desses gastos. A composição por idade é obviamente relevante nesse sentido porque as mensalidades são reajustadas conforme mudanças de faixa etária definidas pela ANS. Logo, quanto maior a idade média da família, maior tenderia a ser o gasto total com planos de saúde. Por sua vez, a estimação do efeito da composição por gênero permite avaliar se o gênero dos membros da família influencia as decisões alocativas da família, o que é conhecido na literatura como viés de gênero. A literatura usualmente explica o viés de gênero com base em valores culturais discriminatórios e/ou pela diferença de expectativa dos pais em relação ao valor da saúde para o desempenho futuro de seus filhos e filhas no mercado de trabalho. Já a composição por condição na família – definida pela POF como a relação de parentesco com o chefe, ou seja, a pessoa de referência na família – é importante por ser uma característica pessoal do membro da família que poderia influenciar a disposição dos outros membros a contribuir para o custeio de seu plano de saúde. Em relação à composição por idade, a análise descritiva da subseção 4 usa as mesmas categorias do IBGE em seus estudos com os dados da POF. A análise multivariada na seção 6 usa o número de membros das famílias em cada categoria de gênero, idade e relação de parentesco.

Condições de saúde (presença de morbidade)

Este é um determinante da classe de risco não perfeitamente observado pelas operadoras, que não dispõem de toda a informação relativa ao histórico de saúde dos beneficiários de seus planos: a assimetria de informação entre operadoras e consumidores

quanto a esse histórico é uma característica distintiva do mercado de planos de saúde. Mesmo em relação à informação disponível e judicialmente comprovável, obtida por meio de declaração de saúde ou perícia médica, as operadoras são legalmente proibidas de recusar a inclusão no plano de saúde de uma pessoa portadora de doença ou lesão preexistente (DLP). No caso dessas morbidades, podem no máximo incluir no contrato do plano uma cobertura parcial temporária (CPT) ou oferecer agravo de mensalidade ao consumidor, ambos por um período não superior a 24 meses. A CPT exclui da cobertura do plano determinados serviços considerados mais complexos (cirurgias, leitos de alta tecnologia e procedimento de alta complexidade) que estejam associados a condições ou a lesões do beneficiário preexistentes à assinatura do contrato. Como alternativa, é facultado à operadora oferecer um agravo de mensalidade que possibilita o acesso às coberturas que ficariam suspensas pela CPT.

A legislação também permite a disposição contratual de um prazo de carência para o acionamento dos serviços cobertos pelo plano, cuja função é restringir o comportamento oportunista da classe de alto risco. Quanto maior esse período, menor a capacidade dessa classe em repassar para a classe de baixo risco o custo de sua utilização excessiva e indevida do plano, reduzindo assim a gravidade do problema de seleção adversa. Ao contrário da CPT, o cumprimento da carência independe de problemas de saúde preexistentes. Porém, a legislação limita seu prazo para 24 horas no caso de urgência e emergência, trinta dias para consultas e exames simples, 180 dias para cirurgias, internações e exames complexos e trezentos dias para parto.

É uma questão empírica, portanto, determinar a extensão da gravidade do problema de seleção adversa no mercado brasileiro de planos de saúde, resultante da informação limitada das operadoras em relação às condições de morbidade dos beneficiários de seus planos, bem como mensurar a eficácia das restrições temporárias de cobertura (permitidas pela legislação) em mitigar esse problema. Com esse objetivo, o trabalho constrói uma indicadora para a presença na família de membro realizando dieta para fins médicos, como emagrecimento, pressão alta, colesterol, diabetes, doença no coração e outras necessidades. O efeito positivo dessa variável sobre a probabilidade de aquisição de planos de saúde poderia constituir evidência de assimetria de informação e consequente seleção adversa. Isso porque, conforme já explicado nesta seção, essa extensão do modelo padrão altera suas predições teóricas ao implicar uma correlação positiva entre classe de risco e nível de cobertura, acentuada pela outra extensão referente à existência de uma alternativa pública e gratuita de saúde.

A indicadora de presença de morbidade na família é construída com a informação provida por meio do questionário 7 da POF intitulado *Bloco de Consumo Alimentar Pessoal*. Desnecessário dizer que traz informação limitada sobre as condições de saúde dos membros da família, de forma que seus efeitos precisam ser interpretados com muita cautela. Infelizmente, a POF 2017-2018, e tampouco as edições imediatamente anteriores, não coleta a valiosa informação provida pelo suplemento de saúde que acompanhou a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 1998, também produzida pelo IBGE. Nessa pesquisa, os entrevistados foram perguntados sobre a existência de residentes no domicílio com doenças crônicas e problemas de mobilidade física.

4 ANÁLISE DESCRITIVA

Esta seção apresenta estatísticas descritivas das decisões de aquisição e gasto das famílias brasileiras em relação a planos de saúde para seus membros. A unidade de observação amostral é a família como um todo, e não seus membros individuais. Essa é unidade adotada nos estudos empíricos cujo principal foco são os determinantes da participação relativa do gasto com planos de saúde na renda familiar. A motivação para isso é que laços de parentesco tendem a gerar um processo decisório mais centralizado – em geral, na pessoa do chefe – em relação à alocação dos recursos auferidos pelos membros da família, bem como uma transferência interna desses recursos na unidade familiar.

As estatísticas são calculadas para a amostra de toda a população de famílias brasileiras (amostra total) e para subamostras de vários segmentos sociais relevantes. Esses segmentos resultam da partição da população total entre as categorias de uma série de características demográficas e socioeconômicas dos membros das famílias (potenciais variáveis explicativas), as quais foram selecionadas com base na literatura teórica e empírica relevante. Uma análise da variação dessas estatísticas entre as categorias de uma mesma variável explicativa oferece um primeiro passo para entender o efeito desta variável sobre as decisões das famílias brasileiras quanto à contratação de planos de saúde para seus membros. Já a estimação do efeito controlado dessas variáveis, no contexto de uma análise multivariada, será analisada nas próximas seções. Como explicado na seção anterior, exceto quanto às variáveis referentes à família como um todo, imputa-se a característica do chefe como a observação da variável.

A seção é dividida em quatro partes. A primeira classifica indivíduos e famílias com base em definições para a posse (usufruto) e gasto com planos de saúde. As duas subseções seguintes descrevem estatísticas referentes à incorrência em gasto estritamente positivo e ao tamanho do gasto, respectivamente, calculadas para a amostra total de famílias e para as subamostras de categorias de potenciais variáveis explicativas. Adicionalmente, no apêndice A encontram-se estatísticas referentes à relação entre a composição das famílias (por gênero, idade, escolaridade e relação de parentesco com o chefe) e o gasto das famílias com planos de saúde.

4.1 Gasto com plano de saúde: definições e classificação das famílias

Esta subseção apresenta estatísticas referentes à proporção de beneficiários e compradores de planos de saúde entre os membros das famílias. Estatísticas referentes ao tamanho do gasto familiar com planos de saúde serão analisadas nas próximas subseções. Com base na informação provida pela POF, é possível distinguir quatro tipos de indivíduos entre os membros de uma família: i) indivíduos com plano e com gasto (tipo pd); ii) indivíduos com plano e sem gasto (tipo pnd); iii) indivíduos sem plano e com gasto (tipo npd); e iv) indivíduos sem plano e sem gasto (tipo npnd). Indivíduos com plano são aqueles que reportam possuir plano ou seguro de saúde no quadro 4 do questionário POF 1 (*Características do Domicílio e dos Moradores*), enquanto indivíduos com gasto são aqueles que reportam um valor positivo nos itens do quadro 42A do questionário POF 4 (*Questionário de Aquisição Individual*) referentes a planos ou seguros de saúde individuais e coletivos.

Usando as definições usuais de mercado, indivíduos com plano e com gasto podem ser identificados, respectivamente, como os beneficiários e os compradores de planos de saúde. O beneficiário é o “consumidor final” do plano de saúde, ou seja, a pessoa que usufrui diretamente da cobertura oferecida pelo plano. O comprador é a pessoa que custeia a aquisição do plano de saúde. O beneficiário e o comprador de um mesmo plano podem ser pessoas diferentes. Quando ambos são membros de uma mesma família, ocorre uma transferência interna de recursos na unidade familiar. Cabe também observar

TEXTO para DISCUSSÃO

que ambos o beneficiário e o comprador do plano não necessariamente se confundem com o titular e o contratante do plano.¹⁸

A posse (usufruto) e a compra de planos de saúde são características individualmente reportadas na POF, de forma que é imediato atribuí-las a cada membro da família. Por outro lado, a heterogeneidade dos membros da família quanto àquelas características implica não ser igualmente imediata a definição de quando uma família possui plano, e tampouco de quando efetua gasto com compra de plano. É preciso então que tais características sejam definidas para a família como um todo em função das características de seus membros. Nesse sentido, uma família é dita *com plano* quando existe pelo menos um membro com plano, ou seja, indivíduo tipo pd ou tipo pnd. Caso contrário, a família é dita *sem plano*. Por sua vez, uma família é dita *com gasto* quando existe pelo menos um membro com gasto, ou seja, indivíduo tipo pd ou tipo npd. Caso contrário, a família é dita *sem gasto*. A razoabilidade teórica e empírica dessas definições será abordada ao final desta seção.

Combinando essas duas classificações apresentadas, formam-se quatro tipos de famílias: i) famílias com plano e com gasto (tipo PD); ii) famílias com plano e sem gasto (tipo PND); iii) famílias sem plano e com gasto (tipo NPD); e iv) famílias sem plano e sem gasto (tipo NPND). Cabe observar que as letras maiúsculas P e D são usadas para designar o tipo de família, enquanto as letras minúsculas p e d são usadas para designar o tipo de indivíduo (membro da família). A tabela 1 mostra que a proporção dos quatro tipos de famílias na amostra total de famílias é de 23,4%, 12,6%, 2% e 62%, respectivamente. Isso implica que a proporção de famílias com gasto ($D = PD + NPD$) é de 25,5%, enquanto a proporção de famílias com plano ($P = PD + PND$) é de 36%. Como resultado, a participação das famílias tipo PD entre as famílias com gasto e entre as famílias com plano é, respectivamente, de $PD/D = 92\%$ e $PD/P = 65,1\%$.

18. A Lei nº 9.656/1998 que dispõe sobre os planos e seguros privados de assistência à saúde estabelece três categorias de planos, segundo a modalidade de contratação: planos individuais/familiares, planos empresariais e planos coletivos por adesão. Nos planos individuais/familiares, o titular contrata o plano diretamente com a operadora, no máximo com a intermediação de um corretor, sendo o único beneficiário no caso dos planos individuais e adicionando seus dependentes como beneficiários no caso dos planos familiares. Nos planos empresariais e coletivos por adesão, o titular é a pessoa que mantém um vínculo direto com a pessoa jurídica contratante do plano junto à operadora. Nesses planos, o titular não precisa ser o único beneficiário, podendo, conforme o caso, incluir seus dependentes no plano.

Embora, por definição, o comprador e o titular de um plano possam diferir, é razoável conjecturar que praticamente se confundem no caso dos planos empresariais e coletivos por adesão. A distinção entre comprador e titular é mais provável no caso dos planos individuais, tal quando o chefe da família compra um plano para seu cônjuge e seus filhos. Contudo, mesmo no caso dos planos coletivos, nada impediria, por exemplo, que um indivíduo pagasse a mensalidade do plano de outro membro de sua família.

No total das famílias com gasto ($D = PD + NPD$), as famílias sem plano e com gasto (tipo NPD) respondem tão somente por uma pequena parcela em torno de $NPD/D = 8\%$.¹⁹ É razoável então dizer que uma família com gasto praticamente implica uma família com plano. Não é possível, contudo, dizer o contrário. Isso porque a tabela revela uma participação relevante – em torno de um terço – das famílias com plano e sem gasto (tipo PND) no total das famílias com plano ($P = PD + PND$).²⁰ Em suma, não é possível estabelecer uma equivalência empírica entre famílias com gasto e famílias com plano.

Já as famílias tipo NPND são claramente preponderantes entre as famílias sem plano ($NP = NPD + NPND$) e também entre as famílias sem gasto ($ND = PND + NPND$), com uma participação de $NPND/NP = 96,8\%$ e $NPND/ND = 83,2\%$ respectivamente.²¹ Consequentemente, embora com alguma imprecisão, não seria de todo errado dizer que uma família sem plano praticamente equivale a uma família sem gasto. Para que também houvesse equivalência empírica entre as definições de família com gasto e família com plano, seria necessário que as proporções de ambos os tipos PND e NPD fossem suficientemente pequenas na amostra total de famílias, o que não é o caso das famílias brasileiras.

A tabela 2 mostra como os membros de cada tipo de família são, em média, distribuídos entre os quatro tipos de indivíduos. Por definição, os membros de uma família tipo PD são irrestritamente distribuídos entre os quatro tipos de indivíduos, salvo a existência de pelo menos um membro com plano e pelo menos um membro com gasto, que podem ser o mesmo indivíduo. De fato, a participação média dos indivíduos tipo pd, pnd, npd e npnd entre os membros de uma família tipo PD é, respectivamente, de 50,0%, 32,9%, 2,1% e 14,9%, de forma que 83,0% ($p = pd + pnd$) dos membros possuem plano, enquanto apenas 52,1% ($d = pd + npd$) efetuam gasto. Esses resultados revelam uma significativa transferência de recursos no interior da unidade familiar: em média, cerca de 80% dos membros da família possuem plano, o qual é custeado por um pouco mais que a metade dos membros. Entre os membros que efetuam gasto ($d = pd + npd$), quase todos possuem plano ($pd/d = 93,5\%$), de forma que os indivíduos tipo pd compram praticamente todos os planos da família, tanto para si como para os membros com plano que não efetuam gasto (indivíduos tipo pnd), os quais

19. Conforme a tabela 1, $NPD/D = 1 - (PD/D) = 8\%$.

20. Conforme a tabela 1, $PND/P = 1 - (PD/P) = 34,9\%$.

21. Conforme a tabela 1, $NPND/NP = 1 - (NPD/NP) = 96,8\%$ e $NPND/ND = 1 - (PND/ND) = 83,2\%$.

TEXTO para DISCUSSÃO

correspondem por sua vez a dois terços ($pnd/nd = 66,3\%$) dos membros que não efetuam gasto ($nd = pnd + npnd$).²²

Famílias tipo PND não possuem membro com gasto, mas possuem necessariamente membro com plano, de forma que tais famílias são compostas apenas por indivíduos tipo pnd e npnd, os quais aparecem, em média, nas proporções de 69% e 31% entre seus membros respectivamente. O que esses números revelam é que, em média, quase dois terços dos membros dessas famílias seriam beneficiários de planos custeados inteiramente por pessoas físicas e/ou jurídicas externas à família.²³ Tais membros poderiam ser empregados no setor privado com plano de saúde empresarial embutido na remuneração. Nesse caso, do ponto de vista contábil, o custo desse plano pode ser tratado como uma despesa da família, em contrapartida ao lançamento de seu financiamento (pela empresa) como fonte de renda da família. De fato, a POF estabelece que cada informante da pesquisa reporte o valor estimado de seu plano quando este é custeado por terceiros, indicando a modalidade de aquisição como doação.²⁴ No entanto, muito possivelmente por não se tratar de um desembolso explícito, essa informação não é devidamente reportada, de forma que não é possível, para fins de calcular e explicar o tamanho do gasto com planos de saúde, que as famílias tipo PND sejam agregadas às famílias tipo PD.²⁵

Famílias tipo NPD não possuem membro com plano, mas possuem necessariamente membro com gasto. Logo, tais famílias são compostas apenas por indivíduos tipo npd e npnd, os quais aparecem, em média, nas proporções de 40,3 % e 59,7% entre seus membros respectivamente. O que esses números revelam é que, em média, uma

22. Elaborando um pouco mais, esses resultados explicam a elevada proporção média de membros com plano em uma família tipo PD (= 83%): entre os membros com gasto e sem gasto (divididos praticamente igual), a proporção dos que possuem plano é, respectivamente, de 93,5% e 66,3%. Por outro lado, a relativamente mais baixa proporção de membros com gasto em uma família tipo PD (= 52,1%) decorre principalmente de sua participação não tão alta entre aqueles 83% de membros que possuem plano ($pd/p = 61,9\%$) e secundariamente de uma baixíssima participação entre aqueles 17% de membros que não possuem plano ($npd/np = 11,6\%$).

23. Outra possibilidade é a omissão do gasto com plano de saúde – na forma de desembolso explícito – no questionário da POF, embora seja pouco plausível que isso ocorra com uma rubrica de participação tão expressiva na renda individual e familiar.

24. Por sua vez, a doação entra no cálculo da renda disponível da família como renda não monetária.

25. Caso contrário, haveria uma grande proporção de famílias com gasto nulo entre as famílias tipo PD, enviesando as estimativas dos efeitos de seus determinantes. Uma alternativa seria o emprego de um modelo de viés de seleção amostral duplo, o qual tem duas regras de seleção da amostra usada na estimativa dos determinantes do tamanho do gasto. A primeira seleciona as famílias que possuem plano, enquanto a segunda seleciona as famílias com gasto positivo entre as famílias que possuem plano, ou seja, entre as selecionadas segundo a primeira regra.

proporção razoável, embora menor que a metade, dos membros dessas famílias efetuam gasto *não* destinado à aquisição de planos para usufruto de membros da própria família.²⁶ Pode-se questionar por qual motivo então não reclassificar tais famílias como tipo NPND, visto que o objetivo do trabalho é explicar o gasto das famílias apenas com planos para usufruto de seus próprios membros. O motivo é que as razões que levam famílias tipo NPD e NPND a não efetuarem gasto com plano para seus membros poderiam ser bastante distintas.²⁷ De qualquer forma, muito pouco é perdido com essa separação, uma vez que as famílias tipo NPD representam apenas 2% da amostra total de famílias.

Famílias tipo NPND não possuem membro com plano e tampouco membro com gasto, de forma que são compostas apenas por indivíduos tipo npnd. Por construção, verifica-se uma perfeita homogeneidade entre os membros desse tipo de família: não ter plano equivale a não efetuar gasto, o que se estende à família como um todo.

Como já mencionado, não é tão óbvio definir quando a família como um todo possui plano e tampouco quando efetua gasto. A não ser no caso de perfeita homogeneidade de seus membros, quando então todos possuem plano ou não, e todos efetuam gasto ou não. Como isso não é o que a análise anterior revela para as famílias brasileiras, é preciso avaliar se fazem sentido teórico e empírico as definições adotadas nesta seção, segundo as quais uma família possui plano ou efetua gasto quando pelo menos um de seus membros assim o faz. No caso da definição de gasto com plano, é preciso considerar a possibilidade de transferência interna de recursos entre os membros da unidade familiar, uma vez que um membro da família poderia custear por inteiro o plano de outro membro. Assim sendo, é razoável que baste um membro efetuando gasto para definir que a família assim o faz. Não é raro, por exemplo, que apenas um membro custeie os planos de toda família.

Não é assim tão simples no caso da titularidade e usufruto de plano de saúde. Os bens e serviços elencados no rol de cobertura do plano de um membro da família não podem ser transferidos para usufruto de outro membro. Cada membro da família

26. Novamente, pode-se conjecturar erro de omissão dos membros da família ao reportar titularidade de plano de saúde, quando então a família deveria ser reclassificada como PD. No entanto, existe uma pergunta específica e bem destacada na POF quanto à titularidade de plano de saúde. A menos que os membros com plano e os membros com gasto sejam mutualmente exclusivos, é difícil imaginar um titular de plano de saúde esquecendo, ou omitindo propositamente, esse ativo após reportar gasto individual positivo com plano de saúde.

27. Por exemplo, insuficiência de renda é uma razão mais provável para as famílias tipo NPND do que para as famílias tipo NPD.

possui um plano individualizado ou não tem plano algum.²⁸ Logo, definir quando uma família possui plano ou não depende daquilo que se considera razoável em termos da proporção de seus membros cobertos por um plano. Seria razoável, por exemplo, dizer que uma família possui plano quando essa proporção é de apenas 10% ou 20%? É nesse sentido que a elevada proporção média de membros com plano ($p = pd + pnd$) nas famílias tipo PD – em torno de 83%, como mostra a tabela 2 – é considerada por este trabalho como evidência empírica razoável a favor da definição de que uma família possui plano quando pelo menos um de seus membros o possui. Ou seja, em média, possuir pelo menos um membro com plano equivale a uma família de cinco membros possuir aproximadamente quatro membros com plano, de forma que possuir apenas um membro com plano é suficiente para que esta característica da família reflita razoavelmente bem a característica média de seus membros. Além disso, não custa lembrar que, nas famílias tipo PD, quase todos (93,5%) dos membros que efetuam gasto possuem plano.

Por fim, a última linha da tabela 2 mostra que, na amostra total de famílias – que engloba os quatro tipos de famílias –, a participação média dos quatro tipos de indivíduos entre os membros de uma família é, respectivamente, de 11,7%, 16,4%, 1,3% e 70,6%. Isto significa que, em média, 28,1% dos membros de uma família possuem plano, entre os quais uma proporção média de 37,9% efetua gasto. Também implica que, em média, apenas 13% dos membros de uma família efetuam gasto, entre os quais uma proporção média de 85,8% possuem plano. Para a amostra total de famílias, cada estatística é calculada como uma média ponderada de suas contrapartes para os quatro tipos de famílias, em que os pesos são as proporções dos tipos de famílias na amostra total. Logo, essas estatísticas são menos informativas, na medida em que escondem o que acontece dentro de cada tipo de família.

4.2 Gasto estritamente positivo com planos de saúde

A tabela 3 expande a tabela 1 no sentido de apresentar, para cada subamostra selecionada na tabela, a distribuição de suas famílias entre os quatro tipos de famílias acima definidos. As subamostras referem-se às categorias de potenciais variáveis explicativas.

28. Mesmo que o plano possua beneficiários dependentes, apenas estes e o titular podem usufruir dele. Além disso, a inclusão de um dependente como beneficiário é onerosa, elevando a mensalidade total do plano, o que equivale, portanto, à contratação de um novo plano individual apenas para esse beneficiário adicional.

Como argumentado na subseção anterior, famílias tipo PND não podem e não devem ser agregadas às famílias tipo PD, dando-se o mesmo em relação à agregação das famílias tipos NPD e NPND. Logo, a união das famílias tipos PD e NPND é o conjunto relevante de famílias no estudo dos determinantes da incorrência em gasto estritamente positivo com planos de saúde.

Consequentemente, o mais importante na tabela 3 são as três últimas colunas, as quais descrevem a redistribuição do conjunto relevante de famílias entre os tipos PD e NPND. Como definido anteriormente, o primeiro tipo abrange as famílias com gasto, e também com plano, enquanto o segundo tipo abrange as famílias sem gasto, e também sem plano. A primeira linha da tabela mostra que o conjunto relevante de famílias corresponde a 85,4% da amostra total de famílias, entre as quais apenas 27,4% são do tipo PD.

Em relação às subamostras selecionadas de famílias, a distribuição entre os tipos PD e NPND varia pouco entre as categorias de algumas variáveis explicativas. A proporção do tipo PD entre as famílias chefiadas por mulher é apenas 3,2 pontos percentuais (p.p.) menor em relação às famílias chefiadas por homem. Essa proporção também permanece em um mesmo patamar nas três últimas faixas etárias do chefe, salvo na primeira faixa etária, quando então sofre uma queda além de 10 p.p.

Por outro lado, a proporção de famílias tipo PD no conjunto relevante de famílias varia substancialmente entre as categorias das demais variáveis explicativas. Em relação às características demográficas, a proporção é alta – em torno de 60% – nas famílias com chefe de cor amarela, caindo para 38% nas famílias com chefe de cor branca e caindo ainda mais – para o patamar em torno de 20% – nas famílias com chefe de cor negra, parda ou indígena. A proporção varia no intervalo entre 25,1% e 31,3% nas famílias com mais de um adulto ou com idosos (as quatro últimas categorias), e cai para menos de 20% nas famílias com apenas um adulto (com ou sem criança). Em relação às variáveis geográficas, a proporção é mais alta na região Sudeste (36,6%), caindo para o patamar de 30% nas regiões Sul e Centro-Oeste, e com quedas para 15,2% e 8,3% nas regiões Nordeste e Norte, respectivamente. A proporção também aumenta com a proximidade em relação à capital do estado de residência da família, saltando de apenas 5,6% na área rural para 42,4% na própria capital.

Em relação às características socioeconômicas da família, a proporção é tanto maior quanto mais elevada a faixa de renda familiar *per capita* e o nível de escolaridade do chefe da família, saltando de apenas 2,8% na faixa de menor renda (1º decil) para 79,6% na faixa de maior renda (10º decil), e saltando de 5,3% na categoria sem instrução

para 73,5% na categoria superior completo. A proporção é maior – pouco acima de 50% – nas famílias com chefe servidor público ou empregador, caindo para 37,1% nas famílias com chefe empregado no setor privado formal (com carteira). Já quando o chefe é empregado sem carteira ou conta própria, a probabilidade é de 14,9% e 17,2% respectivamente, caindo para apenas 6,8% quando o chefe é empregado doméstico. Em relação às condições de morbilidade, a proporção é 5,4 p.p. maior entre as famílias com membro em dieta médica.

4.3 Tamanho do gasto com planos de saúde

Esta subseção apresenta as estatísticas referentes ao tamanho do gasto familiar com planos de saúde. A análise restringe-se ao gasto das famílias tipo PD, dado que estas são as que muito provavelmente possuem membro custeando a aquisição de plano para membro da própria família.²⁹ Pelas razões já apontadas, deste ponto em diante do trabalho, os membros da família com plano (ou seja, indivíduos tipo pd e pnd) serão referidos como beneficiários (mesmo não tendo contribuído financeiramente para a aquisição de seu plano), enquanto os membros que efetuam gasto com plano (ou seja, indivíduos tipo pd e npd) serão referidos como compradores (mesmo não sendo beneficiários de planos de saúde).

O gasto total G de uma família com planos de saúde é a soma dos gastos efetuados por todos seus membros compradores. Normalizando o gasto total pelo número de membros da família $\#n$, obtém-se o gasto familiar *per capita* $\frac{G}{\#n}$, ou seja, o gasto por membro da família, o qual pode ser decomposto como

$$\frac{G}{\#n} = \frac{\#p}{\#n} \frac{G}{\#p} \quad (1)$$

Em que $\#p$ é o número de membros beneficiários da família, de forma que a razão $\frac{\#p}{\#n}$ é a proporção de beneficiários entre os membros da família, enquanto a razão $\frac{G}{\#p}$ é o gasto por beneficiário, em termos de pagamento de mensalidades.³⁰

Pensando teoricamente, o núcleo decisório da família – em geral, centrado na pessoa do chefe – precisa decidir quais membros serão beneficiários de um plano de saúde – o que, ao final, determina a razão $\frac{\#p}{\#n}$ – e também qual plano será adquirido

29. Como foi explicado, embora as famílias tipo NPD também possuam membro com gasto, é mais provável que seja destinado ao custeio de plano para membro de outra família.

30. Caso não houvesse beneficiários dependentes além do beneficiário titular, essa razão seria a mensalidade média dos planos usufruídos pela família.

para cada um destes membros – o que, ao final, determina a razão $\frac{G}{\#p}$.³¹ O importante é que essas duas razões podem ser distintamente influenciadas por cada característica demográfica ou socioeconômica da família, de forma que o efeito líquido resultante é a influência da característica sobre o gasto familiar *per capita* $\frac{G}{\#n}$.

Uma vez determinado o gasto por beneficiário $\frac{G}{\#p}$, o gasto por comprador $\frac{G}{\#d}$ é determinado pela expressão

$$\frac{G}{\#d} = \frac{\#p}{\#d} \frac{G}{\#p} \quad (2)$$

Em que $\#d$ é o número de membros compradores da família. Logo, a razão $\#p/\#d$ é o número de beneficiários por comprador. Portanto, essa razão pode ser interpretada – e é assim referida deste ponto em diante – como a taxa de dependência entre os membros da família. Por sua vez, a razão $\frac{G}{\#d}$ pode ser interpretada como uma variável endógena na equação (2): uma vez decidido pela família o gasto por beneficiário $\frac{G}{\#p}$, o quanto cada comprador vai desembolsar em média – ou seja, o gasto por comprador $\frac{G}{\#d}$ – é determinado pelo número médio de beneficiários sob sua dependência $\frac{\#p}{\#d}$.

As estatísticas referentes ao tamanho do gasto são apresentadas nas tabelas 4 e 5. A primeira apresenta nas primeiras colunas a distribuição média dos membros das famílias tipo PD entre os quatro tipos de indivíduos, estendendo para as subamostras selecionadas de famílias as estatísticas já calculadas para a amostra total de famílias na primeira linha da tabela 2. Para o propósito desta seção, a tabela 4 também apresenta a média da razão $\frac{\#p}{\#n}$ na equação (1), enquanto a tabela 5 apresenta a média das razões $\frac{G}{\#n}$, $\frac{G}{\#p}$ e $\frac{G}{\#d}$ nas equações (1) e (2), tanto em valor como em proporção da renda familiar *per capita*. A tabela 5 também apresenta na última coluna a média da taxa de dependência $\frac{\#p}{\#d}$ na equação (2).

Cabe esclarecer, na tabela 5, que o gasto familiar *per capita* $\frac{G}{\#n}$ (como proporção da renda familiar *per capita*) equivale ao gasto familiar total (como proporção da renda familiar total). Logo, dividindo ambos os lados das equações (1) e (2) pela renda *per capita*, segue da equação (1) que o gasto total (como proporção da renda total) é igual ao produto entre a proporção de beneficiários $\frac{\#p}{\#n}$ e o gasto por beneficiário $\frac{G}{\#p}$ (como

31. Embora cada membro beneficiário seja “consumidor” de um único plano, o valor desse plano pode variar em função de sua “qualidade” (ver nota de rodapé 7).

TEXTO para DISCUSSÃO

proporção da renda *per capita*). Da mesma forma, segue da equação (2) que o gasto por comprador $\frac{G}{\#d}$ (como proporção da renda *per capita*) é igual ao produto entre a taxa dependência $\frac{\#p}{\#d}$ e o gasto por beneficiário $\frac{G}{\#p}$ (como proporção da renda *per capita*).

A tabela 4 mostra que, entre as famílias tipo PD, a proporção média de membros beneficiários ($p = pd + pnd$) é de $\frac{\#p}{\#n} = 83\%$. Por sua vez, a tabela 5 mostra que o gasto total médio é de R\$ 384, enquanto o gasto *per capita* $\frac{G}{\#n}$, o gasto por beneficiário $\frac{G}{\#p}$ e o gasto por comprador $\frac{G}{\#d}$ são, em média, R\$ 165, R\$ 191 e R\$ 304 respectivamente, o que corresponde, em média, a 5,1%, 6,8% e 11,2% da renda familiar *per capita*.

Conforme definido, o gasto por beneficiário $\frac{G}{\#p}$ provê uma estimativa aproximada da mensalidade média dos planos usufruídos pelos beneficiários. Em geral, essa estatística é maior que o gasto *per capita* $\frac{G}{\#n}$ porque nem todos os membros da família são beneficiários de planos de saúde. Já o gasto por comprador $\frac{G}{\#d}$ provê uma estimativa da contribuição financeira individual média entre os membros compradores. Em geral, essa estatística é maior que o gasto por beneficiário $\frac{G}{\#p}$, revelando mais uma vez que, em média, um número menor de membros contribui financeiramente para a compra dos planos de um número maior de membros. Mais precisamente, a estatística $\#p/\#d = 2$ na tabela 5 revela que, em média, cada comprador custeia dois beneficiários.

Segue adiante uma análise descritiva das estatísticas referentes ao tamanho do gasto escolar para as categorias de suas potenciais variáveis explicativas (as subamostras de famílias nas tabelas). Nesta análise, as estatísticas apresentadas para as razões $\frac{G}{\#n}$, $\frac{G}{\#p}$ e $\frac{G}{\#d}$ se referem ao valor como proporção da renda *per capita*, como consta na tabela 5. Começando pelo gênero do chefe, tanto a proporção de beneficiários $\frac{\#p}{\#n}$ quanto o gasto por beneficiário $\frac{G}{\#p}$ são, em média, praticamente iguais nas famílias chefiadas por homem e mulher, o que explicaria – com base na equação (1) – a mesma proporção média (= 5,1%) do gasto na renda entre as famílias dessas duas categorias. Por outro lado, a média da taxa de dependência $\frac{\#p}{\#d}$ é maior nas famílias chefiadas por homem, o que explicaria – com base na equação (2) – o maior gasto por comprador $\frac{G}{\#d}$ médio dessa categoria.

Nas famílias com chefe negro ou pardo, a menor participação média do gasto na renda, em relação às famílias com chefe branco, é explicada pela menor proporção

média de beneficiários, visto que o gasto por beneficiário médio é praticamente igual ou mesmo maior. Já a taxa média de dependência é praticamente a mesma entre famílias com chefe branco, negro ou pardo, o que ajuda a explicar o gasto por comprador médio muito próximo entre aquelas famílias.

A proporção média de beneficiários aumenta com a faixa etária do chefe, ocorrendo o mesmo com o gasto por beneficiário médio a partir da segunda faixa, o que explicaria, nas três últimas faixas, a relação positiva entre a idade do chefe e a participação média do gasto na renda. Também explicaria a relação positiva entre a idade do chefe e o gasto por comprador médio, a despeito da queda na taxa média de dependência na medida em que a idade avança.

A proporção de beneficiários é, por definição, 100% nas famílias tipo PD com um único membro. Em comparação com essas famílias, a maior participação média do gasto na renda entre as famílias apenas com idosos, com ou sem criança, seria explicada pelo maior gasto por beneficiário. Por outro lado, essa participação seria menor nas famílias sem idosos – mais de um adulto com ou sem criança – por conta da menor proporção de beneficiários. Já o maior gasto por comprador médio, em relação às famílias com um único membro adulto, seria explicado pela maior taxa de dependência e também pelo maior gasto por beneficiário nas famílias com idosos.

A proporção média de beneficiários é menor nas regiões Norte e Nordeste, enquanto o gasto por beneficiário médio é maior nas regiões Nordeste e Sudeste e menor na região Sul. Em relação à participação do gasto na renda, o resultado líquido é a maior participação média na região Nordeste, praticamente a mesma da região Sudeste, e a menor participação média na região Sul. O maior gasto por beneficiário na região Nordeste também explicaria o maior gasto por comprador nessa região. Por outro lado, a taxa média de dependência é maior na região Norte em relação às outras regiões, o que explicaria o segundo maior gasto por comprador médio nessa região.

A proporção de beneficiários e o gasto por beneficiário tendem a ser, em média, maiores nas áreas mais próximas da capital do estado de residência da família, o que explicaria sua maior participação média do gasto na renda, bem como seu maior gasto por comprador médio, dado que a taxa média de dependência é praticamente igual entre as áreas.

A proporção média de beneficiários tende a crescer com a escolaridade do chefe da família e a renda familiar *per capita*, enquanto o inverso ocorre em relação ao gasto por beneficiário médio, de forma que a participação média do gasto na renda oscila

em torno de um mesmo patamar ao variar o nível de escolaridade e a faixa de renda, salvo em relação à categoria sem instrução e à faixa de renda mais pobre, ambas por apresentarem um destacado maior gasto por beneficiário. Em relação à escolaridade do chefe, o gasto por beneficiário médio e a taxa média de dependência variam em sentido contrário, de forma que o gasto por comprador médio fica praticamente constante. Por outro lado, em relação à renda familiar *per capita*, as variações do gasto por beneficiário médio e da taxa média de dependência se reforçam, explicando a forte queda do gasto por comprador médio na medida que a renda aumenta.

A proporção média de beneficiários é maior nas ocupações do chefe como servidor público, empregado com carteira e empregador, em relação às ocupações como empregado doméstico, empregado sem carteira e conta própria. O contrário se verifica em relação ao gasto por beneficiário médio, o que explica a maior participação média do gasto na renda no caso das ocupações empregado sem carteira e conta própria, bem como o menor gasto por comprador médio no caso das ocupações servidor público e empregado com carteira, dado que a taxa média de dependência é um pouco maior nessas ocupações.

A maior participação média do gasto na renda entre as famílias sem membro fazendo dieta médica, bem como seu maior gasto por comprador médio, seria explicada pelo maior gasto por beneficiário, uma vez que a proporção média de beneficiários e a taxa média de dependência são praticamente iguais entre as famílias com e sem membro fazendo dieta médica.

5 ANÁLISE MULTIVARIADA: ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A maior parte das famílias brasileiras não efetua gasto com planos de saúde. De fato, como já observado na tabela 2, uma elevada proporção de 62% das famílias é do tipo NPND. Consequentemente, a estratégia empírica apropriada para a análise multivariada do gasto das famílias com plano de saúde consiste na estimação de um modelo de viés de seleção amostral, o qual é suficientemente flexível para incorporar duas possibilidades teóricas: i) os fatores determinantes da decisão de contratar plano de saúde, ou seja, de efetuar um gasto estritamente positivo, são diferentes daqueles relativos à decisão quanto ao tamanho do gasto; ii) os fatores não observados (ruídos aleatórios) dessas decisões podem estar correlacionados. Essa segunda possibilidade implica que a amostra disponível de famílias com gasto positivo não seria aleatória, de forma que a

estimação de uma regressão linear multivariada com esses dados estaria sujeita ao viés de seleção analisado por Heckman (1979).³²

Denotando por G o gasto familiar *per capita* com plano de saúde, este é determinado pela equação

$$G = \begin{cases} G^* & \text{se } I = 1 \\ 0 & \text{se } I = 0 \end{cases} \quad (3)$$

Em que a indicadora (observada) I e a variável latente G^* são geradas, respectivamente, pelo modelo probit

$$I = \begin{cases} 1 & \text{se } \Pi Z + \epsilon \geq 0 \\ 0 & \text{se } \Pi Z + \epsilon < 0 \end{cases} \quad (4)$$

E pela equação de regressão linear

$$\ln G^* = \beta X + \mu \quad (5)$$

Em que os erros têm distribuição normal conjunta

$$(\epsilon, \mu) | Z, X \sim N(0, \Sigma) \quad (6)$$

Com matriz de covariância

$$\Sigma = \text{COV}(\epsilon, \mu) = \begin{bmatrix} \sigma_\epsilon^2 & \rho \\ \rho & \sigma_\mu^2 \end{bmatrix}. \quad (7)$$

Arbitra-se a hipótese inócua $\sigma_\epsilon^2 = 1$ para identificação dos parâmetros. Por definição, a variável contínua G^* é estritamente positiva, sendo observada apenas se $I = 1$, quando então $\ln G = \ln G^*$. A variável G^* não é definida se $I = 0$, quando então $G = 0$. Logo, a indicadora I informa se o gasto G (variável observada) é nulo ou estritamente positivo.

Segue diretamente do modelo probit definido pelas expressões (4) e (6) que a probabilidade de gasto estritamente positivo é dada por

$$\text{Pr}(I = 1 | Z) = \Phi(\Pi Z) \quad (8)$$

32. Muito usado em trabalhos empíricos similares, o modelo tobit é um caso particular do modelo adiante que não permite testar empiricamente aquelas duas possibilidades teóricas.

TEXTO para DISCUSSÃO

Em que $\Phi(\cdot)$ é a distribuição acumulada normal padrão. Em relação à indicadora I , o que se pretende no modelo é que esta identifique as famílias que incorrem em gasto positivo com a aquisição de plano para seus *próprios* membros. Dessa forma, como explicado na seção 4, é apropriado atribuir $I = 1$ apenas quando a família é do tipo PD; e $I = 0$ apenas quando a família é do tipo NPND.

Uma importante implicação da hipótese de normalidade conjunta dos resíduos é que

$$E[\ln G | I = 1, Z, X] = \beta X + \rho \lambda(\Pi Z) \quad (9)$$

Em que $\lambda = \lambda(\Pi Z)$ é a inversa de Mills $\lambda(z) = \frac{\phi(z)}{\Phi(z)}$, e o numerador e o denominador dessa razão são, respectivamente, a densidade e a distribuição acumulada normal padrão. Esse resultado explica por que, quando $\rho \neq 0$, a estimação da equação de regressão (5) apenas com as observações que satisfazem $I = 1$ está sujeita ao viés de seleção amostral: a omissão da inversa de Mills implica um estimador inconsistente dos coeficientes β . Contornando esse problema, a hipótese de normalidade conjunta dos resíduos em (6) permite obter, por máximo verossimilhança, estimativas consistentes dos parâmetros do modelo.

6 ANÁLISE MULTIVARIADA: RESULTADOS

Esta seção descreve e interpreta os resultados da estimação do modelo de seleção amostral apresentado na seção anterior com os dados da POF 2017-2018. Esses resultados são apresentados nas tabelas 6, 7, 8 e 9 para diferentes especificações do modelo em termos das variáveis explicativas. As três primeiras colunas das tabelas apresentam as estimativas dos coeficientes Π e as estimativas dos efeitos marginais das variáveis explicativas sobre a probabilidade de gasto positivo, em pontos percentuais e em variação proporcional, denotados nas tabelas por $\Delta Pr(I = 1)$ e $\frac{\Delta Pr(I = 1)}{Pr(I = 1)}$, respectivamente.

Já as duas últimas colunas das tabelas apresentam, respectivamente, as estimativas dos coeficientes β e as estimativas dos efeitos marginais das variáveis explicativas, em variação proporcional, sobre o tamanho esperado do gasto (condicionado à incorrência em gasto positivo, ou seja, $I = 1$), denotados nas tabelas por $\frac{\Delta E(G | I = 1)}{E(G | I = 1)}$. Como os efeitos marginais mostrados são não lineares em relação às variáveis explicativas, as tabelas apresentam suas médias entre todas as famílias da

amostra. Todas as estimativas são acompanhadas do respectivo erro-padrão (em parênteses) e da indicação do nível de significância.

Quanto a sua construção, as variáveis explicativas podem ser quantitativas (discretas ou contínuas) ou categóricas. Cada categórica constitui uma coleção de variáveis binárias, cada qual indicando uma diferente categoria, e podem ser nominais ou ordinais. Nas categóricas ordinais, como idade e nível de escolaridade, existe uma ordem natural entre as diversas categorias. Em todas as categóricas, o efeito marginal é estimado em relação à categoria de referência (base), a qual é excluída da estimação. Exceto a renda (contínua) e o número de membros (discreta), todas as outras variáveis são categóricas.

Teoricamente, a não linearidade da inversa de Mills λ em relação a Z na equação (9) implica que o modelo está plenamente identificado mesmo quando $Z \subseteq X$. No entanto, quando a variabilidade de ΠZ não é suficientemente grande, a colinearidade entre os regressores em X e a inversa de Mills λ pode resultar em erros-padrões muito elevados das estimativas dos coeficientes. Esse problema é minorado quando a teoria econômica e/ou a evidência empírica fornecem argumentos suficientemente fortes para sustentar que Z possui uma variável explicativa não incluída em X . Com base nesse raciocínio, o modelo é estimado com a indicadora de “membro em dieta médica” incluída *apenas* no vetor Z , sob a premissa de que essa variável influenciaria somente a decisão de efetuar gasto positivo, ou seja, contratar plano, e não o tamanho do gasto. Embora não seja tão fácil justificar teoricamente essa exclusão, o efeito dessa variável não se revela significativo mesmo quando incluída isoladamente no vetor X . Além disso, sua inclusão tem impacto negligível sobre o efeito das outras variáveis explicativas.

As tabelas 6 e 7 apresentam os resultados da estimação da principal especificação do modelo, os quais serão descritos e interpretados adiante. A análise desses resultados baseia-se nas terceira e quinta colunas das tabelas, as quais se referem, respectivamente, à variação proporcional da probabilidade de gasto positivo e à variação proporcional do tamanho esperado do gasto (entre as famílias com gasto positivo, ou seja, $I=1$). Como já mencionado, a probabilidade de gasto positivo pode ser interpretada como a probabilidade de a família adquirir plano de saúde para seus membros.

Este é um trabalho exploratório acerca dos determinantes do gasto das famílias com planos de saúde. Nesse sentido, em relação aos efeitos marginais estimados de cada variável explicativa, este propõe uma ou algumas explicações alternativas com base nas predições teóricas apresentadas na seção 3, as quais devem ser encaradas não como uma conclusão definitiva, mas sim como uma contribuição para a discussão

TEXTO para **DISCUSSÃO**

em torno desse importante tema. Afinal, caberia um estudo em separado para os efeitos de cada variável explicativa.

Em relação à cor branca (categoria omitida), famílias com chefe de cor negra, parda e indígena são 13,3%, 14,6% e 44,7% menos prováveis de gasto positivo, respectivamente, enquanto o tamanho esperado do gasto é 22,8%, 12,8% e 6,6% menor, respectivamente. Ambas as diferenças são menos significativas em relação à categoria indígena. Conclui-se então que o viés desfavorável a negros, pardos e indígenas não desaparece mesmo após controlar o efeito da cor pela renda, nível de escolaridade e outros preditores. Já as famílias com chefe de cor amarela são 38,9% mais prováveis de gasto positivo, enquanto a diferença em relação ao tamanho do gasto não é significativa, embora também positiva. Usando dados de pesquisas familiares da África do Sul, Mhlanga e Dunda (2020) também encontram um efeito controlado significativamente positivo da cor. Entre as quatro principais categorias (brancos, negros, pardos e asiáticos), a probabilidade de demanda por um plano de saúde é maior entre os brancos.

A variável gênero do chefe interage com a variável estado conjugal do chefe por meio da inclusão de três *dummies*: chefe mulher sem cônjuge, chefe homem com cônjuge e chefe mulher com cônjuge. A *dummy* omitida é chefe homem sem cônjuge, em relação a qual são mensurados os efeitos. Entre as famílias cujo chefe não possui cônjuge, aquelas chefiadas por mulher são 58,2% mais prováveis de gasto positivo, enquanto a pequena diferença em relação ao tamanho esperado do gasto não é significativa. Maior aversão ao risco poderia explicar a maior predisposição das mulheres a contratar plano de saúde. Esse resultado aponta para um viés de gênero favorável às mulheres – no que tange à aquisição de planos de saúde – em relação aos membros cuja condição na família é a de chefe, a pessoa de referência da família segundo a POF.

Por outro lado, entre as famílias cujo chefe possui cônjuge, aquelas chefiadas por mulher são menos prováveis de gasto positivo em relação às famílias chefiadas por homem, bem como o tamanho esperado do gasto é relativamente menor. Isso ocorre porque, em relação à categoria de referência (chefe homem sem cônjuge), as famílias chefiadas por mulher com cônjuge e homem com cônjuge são 119,8% e 136,4% mais prováveis de gasto positivo, respectivamente, enquanto o tamanho esperado do gasto é 22,6% e 11% menor respectivamente. Verifica-se então, em comparação com as famílias cujo chefe não possui cônjuge, uma inversão de sinal em relação ao efeito do gênero do chefe sobre a probabilidade de gasto positivo.

Como acontece em relação à condição chefe da família, o resultado visto também aponta para um viés de gênero favorável às mulheres – no que tange à aquisição de planos de saúde – quando a condição na família do membro adicional é a de cônjuge do chefe. Isso porque a inclusão de um cônjuge na família, condicionada ao chefe ser homem ou mulher, aumenta a probabilidade de gasto positivo em 136,4% e 39%, respectivamente, enquanto diminui o tamanho esperado do gasto em 11% e 19,5%, respectivamente.³³ Como, em geral, chefe e cônjuge são de gêneros opostos, cônjuge mulher resulta não apenas em maior probabilidade de gasto positivo – com viés favorável às mulheres de 97,4 p.p. = 136,4% - 39% –, como também em maior tamanho esperado do gasto (com viés favorável às mulheres de 8,5 p.p. = -11% + 19,5%). Esses resultados poderiam ser explicados por fatores culturais que induzem à menor predisposição de chefes mulheres a contratar plano de saúde para cônjuge homem dependente. Ou então por ser mais provável a necessidade de um plano de saúde que cubra as despesas com serviços de gestação e parto, acarretando assim um aumento não apenas da probabilidade de gasto positivo, como também do tamanho esperado do gasto, visto que são mais caros os planos incluídos nas segmentações assistenciais com obstetrícia da ANS.

A evidência empírica de outros países é ambígua com respeito à direção do viés de gênero na probabilidade de demanda por planos de saúde. Balqis-Ali *et al.* (2021), Mhlanga e Dunga (2020) e Ying *et al.* (2007) apontam que o viés é desfavorável às mulheres nos casos de Malásia, África do Sul e China, respectivamente, enquanto outros estudos apontam o contrário, tais como Liu e Chen (2002) e Tien e Tian (2021) no caso de Taiwan.

Adicionalmente, cabe notar que, qualquer que seja o gênero do chefe, a probabilidade de gasto positivo é maior entre as famílias com cônjuge em relação àquelas sem cônjuge. Sob a hipótese de que famílias cujo chefe possui cônjuge são, em média, mais prováveis de planejar filhos e assim incorrer em gastos com obstetrícia, esse resultado é de certa forma coerente com a evidência encontrada por Andrade e Maia (2006) nos dados das PNADs de 1998 e 2003, segundo a qual famílias com presença de mulheres férteis são mais prováveis de adquirir plano de saúde. Por outro lado, a presença de cônjuge (para o chefe) tem efeito negativo sobre o tamanho esperado do gasto, o que

33. Em relação ao efeito sobre a probabilidade de gasto positivo, os coeficientes estimados das *dummies* para mulher sem cônjuge e mulher com cônjuge são de 58,2% e 119,8%, respectivamente, de forma que o efeito da inclusão de cônjuge homem (quando o chefe, em geral, é mulher) é de $[(1 + 119,8/100)/(1 + 58,2/100)] - 1 = 0,39$. Já em relação ao efeito sobre o tamanho esperado do gasto, os coeficientes estimados das *dummies* para mulher sem cônjuge e mulher com cônjuge são de -3,9% (não significativo) e -22,6%, respectivamente, de forma que o efeito da inclusão de cônjuge homem (quando o chefe, em geral, é mulher) é de $[(1 - 22,6/100)/(1 - 3,9/100)] - 1 = -0,1947$.

reflete a existência de economias de escala na aquisição de planos de saúde quando o tamanho da família aumenta.

A probabilidade de gasto positivo e o tamanho esperado do gasto aumentam monotonamente com a idade do chefe. Em relação às famílias com chefe na faixa entre 19 e 28 anos (categoria omitida), a incorrência em gasto positivo é 36,7%, 38,7%, 49,8% e 73,9% mais provável entre as famílias com chefe nas quatro faixas etárias sucessivas, respectivamente, enquanto o tamanho esperado do gasto é 18,5%, 32,9%, 51,1% e 75,5% maior, respectivamente.³⁴ A literatura internacional também aponta para um efeito tendencialmente positivo da idade sobre a probabilidade de demanda por plano de saúde, embora em alguns estudos essa probabilidade diminua dentro do intervalo das faixas mais elevadas, entre os quais Ying *et al.* (2007) e Wan *et al.* (2020) com dados da China.

A idade é a característica publicamente observada mais determinante da classe de risco de um indivíduo. Aqueles mais velhos são mais prováveis de acionar seu plano por conta de problemas de saúde inesperados – possivelmente pela maior preocupação e capacidade de diagnóstico em relação a esses mesmos problemas, implicando maior taxa de utilização do plano em exames e consultas preventivas. De fato, além dos reajustes anuais de mensalidade em decorrência da inflação dos bens e serviços médicos e outros fatores, as operadoras estabelecem contratualmente os percentuais de reajuste de mensalidade nas mudanças de faixa etária definidas pela ANS.

Pode-se argumentar que o efeito positivo da idade sobre a probabilidade de gasto positivo vai de encontro às predições da teoria. Afinal de contas, se idade é o principal determinante da classe de risco diretamente observado pelas operadoras, pressões competitivas deveriam comprimir o prêmio cobrado dos mais jovens em um montante suficiente para compensá-los por sua menor classe de risco, tornando-os tão prováveis de contratar um plano quanto os mais velhos. O conflito com a teoria é ainda maior na presença do SUS: conforme explicado na seção 3, precisando pagar um prêmio mais elevado por um plano, as classes de maior risco (maior idade) seriam mais propensas a trocar os planos privados pela alternativa pública gratuita de serviços de saúde.³⁵

As operadoras, contudo, não são inteiramente livres para fixar os percentuais de reajuste em cada mudança de faixa etária, estando sujeitas a restrições regulatórias

34. Cabe aqui adiantar que, conforme descrito adiante, a probabilidade de gasto positivo também diminui com a maior participação das faixas mais jovens entre os membros das famílias.

35. Supondo homogeneidade no grau de aversão ao risco entre as classes de risco.

que colocam um teto para o prêmio cobrado dos mais velhos em relação aos mais jovens.³⁶ Assim, a fim de manter o equilíbrio atuarial do plano, as operadoras poderiam estar cobrando dos mais jovens um prêmio desproporcionalmente alto em relação a sua classe de risco. Isso, por sinal, é a explicação de Andrade e Maia (2006) para o aumento da probabilidade de aquisição de plano de saúde pelos idosos em relação aos mais jovens no período pós-regulamentação do mercado pela Lei nº 9656/1998.³⁷ Agravando esse problema, a ANS determina o mesmo rol de cobertura para todos os consumidores em um dado segmento assistencial, de forma que os mais jovens poderiam estar pagando caro por serviços em relação aos quais têm baixa probabilidade de utilização.

Outras possíveis razões para o efeito positivamente significativo da idade do chefe sobre a probabilidade de gasto positivo estariam relacionadas à maturidade e ao conhecimento do mercado que o chefe desenvolve ao longo da vida, os quais influenciam a valorização subjetiva da proteção que um plano de saúde oferece para si próprio e para os demais membros de sua família. Relacionado a isso, é uma possível correlação positiva entre a idade do chefe e o seu grau de aversão ao risco: conforme explicado na seção 3, quanto menor (maior) a aversão ao risco, maior (menor) a propensão a aceitar depender de uma alternativa pública gratuita ao invés de pagar por um plano privado.

Embora significativamente positivo, a magnitude do efeito de mudanças na faixa etária sobre o tamanho esperado do gasto, entre as famílias com gasto estritamente positivo – e que, portanto, optaram por um plano privado –, pode parecer menor que o esperado diante do aumento da classe de risco que acompanha a elevação da faixa etária. Novamente, isso poderia decorrer das restrições regulatórias anteriormente mencionadas, que encarecem os planos para os mais jovens.

36. A Resolução Normativa (RN) nº 63 da ANS determina que o valor fixado para a última faixa etária (59 anos ou mais) não pode ser superior a seis vezes o valor da primeira faixa (0 a 18). A resolução também determina que a variação acumulada entre a sétima faixa e a décima não pode ser superior à variação acumulada entre a primeira e a sétima. Disponível em: <http://www.ans.gov.br/component/legislacao/?view=legislacao&task=PDFOriginal&format=raw&id=NzQ4>.

37. Segundo os autores, “esse efeito deve ser decorrência da regra de precificação que tenta estabelecer um subsídio cruzado entre os grupos etários. A redução da probabilidade de comprar plano para os grupos etários mais jovens provavelmente está relacionada ao estabelecimento de um prêmio mais elevado que o risco médio do grupo. Esse padrão de comportamento é observado com mais intensidade no modelo de escolha de plano individual. Esse resultado é razoável uma vez que nesse caso a adesão é voluntária” (Andrade e Maia, 2006).

TEXTO para DISCUSSÃO

A probabilidade de gasto positivo e o tamanho esperado do gasto aumentam monotonicamente com a escolaridade do chefe. Em relação às famílias com chefe sem instrução (categoria omitida), a incorrência em gasto positivo é 115,3%, 175,3% e 235,6% mais provável entre as famílias que possuem chefe com fundamental completo, médio completo e superior completo, respectivamente, enquanto o tamanho esperado do gasto é 51,1%, 58,5% e 84,6% maior, respectivamente. Cabe notar o efeito fortemente significativo da escolaridade do chefe sobre as duas variáveis dependentes.

Esses resultados são coerentes com a evidência empírica extraída de pesquisas de orçamento familiares em várias partes do mundo. Praticamente todos os estudos da literatura reportam um efeito positivo da escolaridade sobre a demanda por planos privados de saúde, entre os quais: Liu e Chen (2002) e Tien e Tian (2021) com dados de Taiwan; Andrade e Maia (2006) com dados do Brasil para 1998 e 2003; Ying *et al.* (2007) com dados de áreas urbanas da China; Wan *et al.* (2020) com dados da China; Jayaraman, Alesa e Azeema (2017) e Balqis-Ali *et al.* (2021) com dados da Malásia; Mhlanga e Dunda (2020) com dados da África do Sul; e Medard, Yawe e Bosco (2022) com dados de Uganda. Este último ressalta que indivíduos com acesso à informação (rádio, jornais e televisão) são mais prováveis de ter um plano de saúde. Essa conclusão é consistente com o argumento antecipado na seção 3, que maior escolaridade envolve a educação financeira necessária para compreender o funcionamento e a efetividade de um plano de saúde para o bem-estar da família, especialmente quanto a sua função de suavização do consumo entre estados da natureza.

Em relação à ocupação servidor público (categoria omitida), famílias com chefe nas demais ocupações são menos prováveis de gasto positivo. A queda na probabilidade é de apenas 21% no caso da ocupação empregador, mas alcança 69,3%, 73,1% e 98,7% no caso das ocupações conta própria, empregado (privado) sem carteira e empregado doméstico, respectivamente. A única exceção é a ocupação empregado (privado) com carteira, em relação à qual a probabilidade é 8% maior, embora o efeito não seja significativo. Segue na direção contrária o efeito da ocupação do chefe, em relação à ocupação servidor público, sobre o tamanho esperado do gasto, o qual sofre uma queda de 20,4% no caso da ocupação empregado (privado) com carteira e, por outro lado, um aumento no caso das demais ocupações quando o efeito é significativo.

Embora relativamente menos avaliada na literatura, alguns estudos empíricos apontam um efeito significativo da ocupação profissional sobre a probabilidade de demanda por planos de saúde. Os resultados são, em geral, ambíguos e dependem em grande parte dos incentivos oferecidos para as diferentes ocupações pela legislação

de cada país. Liu e Chen (2002) reportam que em Taiwan a probabilidade é maior entre chefes de famílias trabalhando em empresas públicas. Por outro lado, Yadav e Sudhakar (2017) reportam que na Índia a probabilidade é maior entre empregados de empresas privadas. Na mesma linha, Balqis-Ali *et al.* (2021) reportam que na Malásia a probabilidade é relativamente menor entre aqueles trabalhando por conta própria, aposentados e empregados no setor público. Quanto ao Brasil, Andrade e Maia (2006) evidenciam que ter um vínculo formal no país aumenta a chance de ter plano, em linha com os resultados deste trabalho.

Como visto na seção 3, escolaridade e ocupação profissional também poderiam influenciar indiretamente a demanda por planos de saúde, por meio de seu impacto sobre a classe de risco. Para entender esse canal, é preciso antes descrever as duas modalidades de contratação definidas pela Lei nº 9.656/1998, a qual divide os planos em individuais e coletivos. Planos individuais são contratados pelos consumidores diretamente junto às operadoras, ou por intermédio de um corretor. Segundo a ANS, são planos de livre adesão, no sentido de acessíveis a praticamente qualquer indivíduo. Planos coletivos, por sua vez, são uma modalidade criada para atender grupos específicos de pessoas. Existem dois tipos de planos coletivos: os empresariais, que prestam assistência à saúde dos funcionários da empresa contratante graças ao vínculo empregatício ou estatutário; e os coletivos por adesão, que são contratados por pessoas jurídicas de caráter profissional, classista ou setorial, como conselhos, sindicatos, cooperativas e associações profissionais.³⁸ A entidade contratante de um plano coletivo faz parceria com uma operadora de saúde e negocia um contrato com validade coletiva. Portanto, todos e apenas os indivíduos vinculados a essa entidade podem contratar o plano, o qual em geral oferece melhores condições em relação aos planos individuais, como por exemplo uma mensalidade menor e cobertura em hospitais de excelência.

Em geral, servidores públicos e empregados com carteira podem contar com o plano disponibilizado por seus contratantes ou entidades representativas. Da mesma forma, indivíduos com maior escolaridade são mais prováveis de ocupar posições no mercado formal de trabalho e assim ter acesso a planos empresariais. Mesmo quando autônomos, aposentados ou desempregados, esses indivíduos poderiam contratar um

38. O plano coletivo por adesão pode ser contratado por entidades de classes e pelos conselhos profissionais que exigem um registro do tipo Conselho Regional de Corretores de Imóveis (Creci), Conselho Federal de Medicina (CRM), Ordem dos Advogados do Brasil (OAB) ou Conselho Regional de Engenharia e Agronomia (Crea). Também pelas associações profissionais que já estão constituídas de forma legal há mais de um ano, pelas centrais sindicais, os sindicatos e as federações ou confederações, como o sindicato dos motoristas, dos metalúrgicos ou dos bancários.

TEXTO para DISCUSSÃO

plano coletivo por adesão desde que vinculados a entidade de classe contratante. Sendo assim, um plano coletivo pode ser adquirido, por exemplo, por advogados, médicos, enfermeiros, corretores, engenheiros e outros profissionais, independentemente de sua ocupação profissional e vínculo empregatício.

Por outro lado, indivíduos de baixa escolaridade e/ou ocupados como empregado doméstico, sem carteira ou conta-própria, em geral trabalhando no mercado informal de trabalho, são mais prováveis de contar apenas com planos individuais. Como esses planos cobram, em geral, uma mensalidade mais alta que os planos coletivos, além de oferecer condições contratuais menos satisfatórias, o acesso diferenciado às modalidades de contratação seria um meio pelo qual as operadoras discriminariam os consumidores por nível de escolaridade e ocupação profissional.³⁹ De fato, o Painel de Precificação da ANS (ANS, 2019) mostra que, em dezembro de 2018, mesmo ano da POF, a mensalidade média dos planos individuais era em torno de 20% maior em relação aos planos coletivos em todas as faixas etárias, embora a diferença tenha diminuindo desde então.⁴⁰

Sem dúvida, parte considerável dessa discriminação, principalmente em termos de preço, decorre das economias de escalas com a padronização e contratação de um elevado número de planos na modalidade coletiva. Contudo, poderia também resultar da própria avaliação de risco das operadoras, segundo a qual consumidores mais escolarizados e/ou ocupando posições no mercado formal de trabalho (servidores públicos e trabalhadores com carteira) alocariam mais esforços em ações preventivas de saúde e/ou disporiam de melhores condições de trabalho, inclusive estando menos expostos a acidentes de trabalho.⁴¹ Na avaliação das operadoras, esses indivíduos pertenceriam então a uma classe de menor risco e isso explicaria a cobrança, em média, de uma mensalidade relativamente menor nos planos coletivos. De fato, isso é

39. Outra vantagem de estar vinculado a uma entidade de classe ou categoria profissional é a ampla variedade de operadoras que disponibilizam planos coletivos. Algumas operadoras trabalham apenas com essa modalidade de contratação, de forma que não oferecem planos para pessoa física sem aqueles vínculos.

40. Além do menor custo, exemplos de outras vantagens dos planos coletivos, frente aos planos individuais, seriam: a possibilidade de inclusão de dependentes, como companheiros/cônjuges e filhos; e a proibição legal de aplicar restrições de cobertura para beneficiários portadores de doenças e lesões preexistentes nos planos com mais de trinta membros, tais como as cláusulas contratuais de cobertura parcial temporária e o agravamento de mensalidade, conforme explicado na seção 3.

41. No caso específico dos servidores públicos, a maior estabilidade da renda poderia impactar positivamente suas condições físicas e emocionais, além do que a opção por uma ocupação com estabilidade no emprego poderia ser um indicador de maior aversão ao risco, em relação aos ocupados no setor privado, e, portanto, de maior predisposição a ações preventivas de saúde.

consistente com o que foi explicado na seção 3: como escolaridade e ocupação são características observadas pelas operadoras, não existindo, portanto, assimetria de informação quanto às mesmas, pressões competitivas fariam com que fosse cobrado de cada uma de suas categorias um prêmio atuarialmente justo em equilíbrio.

Então, nesse contexto de informação completa, essas diferentes categorias deveriam ser igualmente prováveis de contratar plano de plena cobertura, visto que as classes de menor risco seriam suficientemente compensadas por uma redução de mensalidade. Nesse caso, o que explicaria os dados? Por que a maior probabilidade de aquisição de plano de saúde pelas famílias com chefes mais escolarizados e/ou ocupados no mercado formal de trabalho, ou seja, de incorrer em gasto positivo)? Por que o maior tamanho esperado do gasto em famílias com chefes mais escolarizados e de menor classe de risco?

Como também explicado na seção 3, esses resultados empíricos poderiam ser teoricamente racionalizados com base na existência de uma alternativa pública e gratuita de serviços de saúde, a qual altera drasticamente as predições do modelo padrão de Rothschild e Stiglitz (com informação completa): quanto menor a classe de risco, menor a mensalidade dos planos oferecidos pelas operadora e, portanto, maior o incentivo para adquirir um plano privado e não depender apenas da alternativa pública. Esse resultado é reforçado se as classes de menor risco são também mais avessas ao risco, valorizando ainda mais a cobertura de um plano privado (e conseqüente sua-visualização do consumo entre estados da natureza). Por sinal, isso é bastante provável, uma vez que aversão ao risco cria os incentivos para ações preventivas que, por sua vez, reduzem o risco de problemas de saúde.

Em relação à região Sudeste (categoria omitida), as famílias residentes nas demais regiões são significativamente menos prováveis de gasto positivo, com o tamanho da queda na probabilidade alcançando 184% na região Norte e caindo para 48,3%, 23,2% e 44,1% nas regiões Nordeste, Sul e Centro Oeste, respectivamente. Já o tamanho esperado do gasto é significativamente menor em relação ao Sudeste apenas nas regiões Norte e Sul, em torno de 55% e 49,6%, respectivamente. Em relação às demais regiões, a diferença de tamanho não é significativa. Andrade e Maia (2006) também evidenciam a existência de uma grande diferença na probabilidade de adquirir plano de saúde entre as Unidades da Federação (UF).

As indicadoras de extrato geográfico referem-se à distância entre a área de residência da família e a capital de sua UF (categoria omitida). Em relação à capital, as

famílias residentes na região metropolitana, fora da capital, na área urbana (fora da RM) e na área rural são, respectivamente, 20,3%, 66,1% e 127,4% menos prováveis de gasto positivo, enquanto o tamanho esperado do gasto é, respectivamente, 12,4%, 26,7% e 42,9% menor. A conclusão é que o extrato geográfico influencia significativamente a probabilidade de gasto positivo e o tamanho esperado do gasto, os quais diminuem monotonicamente à medida que a residência da família se afasta da capital. Esses resultados são consistentes com estudos de outros países. Nesse sentido, a maior parte da literatura reporta que indivíduos e famílias residindo em áreas rurais são menos prováveis de demandar um plano privado de saúde, entre os quais: Liu e Chen (2002), Andrade e Maia (2006), Balqis-Ali *et al.* (2021) e Medard, Yawe e Bosco (2022), com dados de Taiwan, Brasil, Malásia e Uganda, respectivamente.

Os efeitos estimados dessas duas variáveis geográficas – região do país e extrato geográfico – parecem ir de encontro ao postulado pela extensão do modelo padrão que incorpora a existência de uma alternativa pública e gratuita de serviço de saúde. Isso porque, conforme explicado na seção 3, aquela extensão prevê que a maior propensão à contratação de planos privados de saúde deveria ocorrer em áreas e regiões menos providas de serviços públicos satisfatórios. É preciso, contudo, levantar a possibilidade de que, nessas mesmas áreas e regiões, as condições de oferta e qualidade dos serviços privados de saúde – inclusive a rede credenciada e hospitalar dos planos de saúde – poderiam ser ainda piores que aquelas dos serviços públicos, desestimulando assim a contratação de planos privados mesmo na ausência de uma opção pública satisfatória. O mercado, nesse caso, não estaria ocupando eficientemente o espaço deixado pela precariedade dos serviços públicos. Segundo Ocké-Reis, Andreazzi e Silveira (2006), é central nesse aspecto o caráter *non-tradable* dos serviços de saúde, forçando as operadoras a concentrarem suas operações em mercados de maior escala e renda *per capita* familiar.

Outra possível explicação para o efeito estimado das variáveis geográficas é que uma das disposições contratuais de maior impacto na mensalidade dos planos de saúde diz respeito a sua abrangência regional, a qual pode variar de municipal a nacional. Nesse sentido, famílias residentes na região metropolitana das capitais dos estados, principalmente nas regiões mais desenvolvidas do país, seriam mais prováveis de contar com uma oferta de planos municipais e regionais financeiramente mais acessíveis que os planos de abrangência nacional.

Como explicado na seção 3, a POF reporta como a família avalia a qualidade dos serviços de saúde na sua área de residência, de forma que são introduzidos no modelo

dois indicadores subjetivos da qualidade desses serviços. Os efeitos marginais dessas variáveis referem-se a uma mudança de avaliação da qualidade de ruim (categoria omitida) para satisfatória e boa. Nesse sentido, famílias que avaliam a qualidade como satisfatória e boa são 34,7% e 57,4% mais prováveis de gasto positivo, respectivamente. O efeito sobre o tamanho esperado do gasto é significativo apenas quando a avaliação é boa, quando então é 12,5% maior. Por um lado, esses resultados são consistentes com a noção mais abrangente de que a demanda por um serviço aumenta com a qualidade de suas opções disponíveis. Por outro lado, a demanda por planos privados de saúde é afetada negativamente pela maior qualidade relativa dos serviços oferecidos por uma alternativa pública e gratuita. Porém, como a avaliação reportada pelas famílias na POF não discrimina entre serviços públicos e privados, não é possível testar essa predição.

A presença de morbidade na família (maior classe de risco), sinalizada pelo indicador de membro em dieta médica, aumenta significativamente, em torno de 10,1%, a probabilidade de gasto positivo com plano de saúde – e, portanto, de cobertura $C > 0$ ao invés de cobertura $C = 0$. Os dados sugerem então uma correlação positiva entre nível de cobertura e classe de risco. Esse resultado é evidência empírica de assimetria de informação no mercado: teoricamente, a solução do conseqüente problema de seleção adversa desemboca em uma redução da cobertura do plano de equilíbrio da classe de baixo risco (baixa morbidade) a fim de satisfazer a condição de incentivo da classe de alto risco (alta morbidade), a qual por sua vez permanece com plena cobertura. Na presença de uma alternativa pública e gratuita de serviços de saúde, se a conseqüente perda de bem-estar da classe de baixo risco é suficientemente elevada, esta pode inclusive abandonar os planos privados, aumentando ainda mais o distanciamento das coberturas adquiridas pelas classes de risco.

No entanto, embora o efeito observado ocorra na direção esperada, seu tamanho se revela pequeno, em comparação ao de outras variáveis explicativas, dada sua natureza e relevância econômica. Afinal, condição de morbidade é uma variável em relação à qual os consumidores de planos de saúde dispõem de informação superior às operadoras. Mesmo em relação à informação disponível para a operadora, esta é legalmente proibida de discriminar os consumidores, salvo por um período limitado de tempo no caso de portadores de doenças e lesões preexistentes. Além disso, como foi observado, a presença do SUS como alternativa pública e gratuita deveria acirrar a correlação positiva entre nível de cobertura e classe de risco, sendo então outra razão para prever um efeito das condições de morbidade maior que aquele observado nos dados.

Uma primeira explicação para isso é que a heterogeneidade dos potenciais consumidores de planos de saúde em relação às condições de morbidade não é assim tão significativa. Uma segunda explicação, conforme descrito na seção 3, estaria relacionada à efetividade das restrições de cobertura – autorizadas pela legislação –, no sentido de mitigar problemas de seleção adversa, tais como prazos de carência para eventos de saúde em geral e coberturas parciais temporárias/agravs de mensalidade para eventos preexistentes. A legislação, contudo, também determina um prazo limitado para a aplicação dessas restrições, de forma que é uma questão empírica mensurar sua eficácia.

De qualquer forma, esses resultados precisam ser recebidos com bastante cautela, uma vez que a indicadora de membro em dieta média carrega, muito provavelmente, informação bastante limitada quanto às condições de morbidade dos membros das famílias.⁴² Nesse sentido, Alves (2004) não encontra evidência que suporte a existência de seleção adversa no período anterior à Lei nº 9.656/1998, que regulamentou o mercado de planos de saúde no Brasil. Segundo o estudo, esse resultado poderia ser explicado pelo investimento das operadoras na identificação e mensuração de seus riscos previamente à assinatura dos contratos – atenuando com isso a assimetria de informação no mercado – em um contexto de maior liberdade no desenho de contratos diferenciados para distintas classes de risco. Na mesma linha, Alves (2007) e Nunes, Solares e Basílio (2014) constataam a ocorrência e o agravamento do problema de seleção adversa após a regulamentação do mercado. Por outro lado, Sá (2012) encontra resultados conflitantes em uma investigação bibliográfica do problema de seleção adversa nesse período, concluindo por uma escassa evidência empírica de sua existência, bem como de seu agravamento pela maior regulação estatal.⁴³

Especial atenção precisa ser dada ao efeito da renda (disponível) familiar *per capita* sobre as decisões das famílias. Sendo uma variável contínua medida em *log*, o efeito marginal que aparece nas tabelas desta seção corresponde à variação causada pelo aumento de 1% na renda *per capita*. Logo, o efeito marginal, em variação proporcional,

42. Cabe lembrar das razões apontadas no início desta seção para que essa variável não entre como preditor na especificação do tamanho do gasto.

43. Na literatura internacional, a fim de detectar a presença de seleção adversa, inúmeros estudos recentes testaram a hipótese de correlação positiva entre nível de cobertura e classe de risco com dados de diferentes mercados de seguros. Os resultados são conflitantes. Em um resumo da literatura, Chiappori (2000) conclui pela importância limitada da seleção adversa. Na mesma linha, Buchmueller *et al.* (2008) não encontram apoio para a hipótese com dados australianos de planos de saúde, ao contrário de Bundorf, Herring e Pauly (2005) com dados norte-americanos.

corresponde à elasticidade-renda.⁴⁴ As estimativas dos efeitos marginais são calculadas para a amostra total e para as dez subamostras de igual tamanho repartidas em função dos decis da renda *per capita*.

A elasticidade-renda da probabilidade de gasto positivo é de 1,25. Logo, tudo mais constante, um aumento de 10% na renda *per capita* de uma família eleva em 12,5% sua probabilidade de gasto positivo. Esse resultado é compatível com a evidência encontrada por Andrade e Maia (2006), já mencionado anteriormente, acerca da maior importância relativa da renda familiar entre as variáveis explicativas da probabilidade de demanda por planos de saúde no Brasil. Por sua vez, a elasticidade-renda do tamanho esperado do gasto é 0,53. Logo, tudo mais constante, um aumento de 10% na renda *per capita* de uma família eleva em 5,3% o tamanho esperado de seu gasto com planos de saúde. Tais resultados constituem mais uma evidência das desigualdades sociais brasileiras refletidas no mercado de serviços de saúde e, por extensão, no mercado de capital humano: famílias mais pobres são mais prováveis de não contratar plano de saúde e, quando o fazem, são obrigadas a alocar uma fração maior de sua renda no pagamento das mensalidades.

Cabe aqui perguntar como e em que extensão os incentivos fiscais para a expansão do mercado de planos de saúde no Brasil contribuem para explicar o forte impacto da renda familiar *per capita* sobre a probabilidade de gasto positivo, ou seja, de a família adquirir plano de saúde. Como arguido em Ocké-Reis, Andreazzi e Silveira (2006), o consumo de planos de saúde no Brasil é patrocinado pela dedução no imposto de renda. Com base na argumentação teórica apresentada na seção 3, essa renúncia fiscal incentiva por dois canais a aquisição de um plano privado pelas faixas de renda mais elevadas. De um lado, reduz o prêmio efetivamente pago ao possibilitar o abatimento do gasto incorrido na base de cálculo do imposto de renda.⁴⁵ De outro, reduz a qualidade dos serviços prestados pelo SUS em relação àqueles oferecidos pelos planos privados, sob a hipótese de que os recursos liberados pelo Estado com a renúncia fiscal seriam pelo menos em parte aplicados na expansão e melhoramento do serviço público de saúde. Além disso, uma renda insuficiente obriga as faixas mais pobres a continuar dependendo do SUS, mesmo em um contexto de deterioração de sua qualidade relativa. Em suma, enquanto os benefícios proporcionados pelos incentivos fiscais são apropriados

44. O termo quadrático da renda *per capita* é introduzido na especificação do modelo para permitir que a elasticidade-renda varie em função da própria renda *per capita*.

45. Outra modalidade de renúncia fiscal é a possibilidade de dedução da base de cálculo do imposto de renda pago pelas empresas de suas despesas com planos de saúde destinados indistintamente a todos os seus empregados e dirigentes.

TEXTO para DISCUSSÃO

exclusivamente pelas famílias mais ricas, seus prejuízos recaem principalmente sobre as mais pobres. E isso se reflete na maior probabilidade de aquisição de plano de saúde com o aumento da renda familiar *per capita*.

A tabela 7 mostra as elasticidades-renda das variáveis dependentes calculadas para as dez subamostras repartidas em função dos decis da renda familiar *per capita*: a *n*-ésima subamostra mais pobre é referida na tabela como o *n*-ésimo decil. A elasticidade-renda da probabilidade de gasto positivo diminui monotonicamente com a elevação da faixa de renda, caindo de 1,71 (no caso das 10% famílias mais pobres) para 0,38 (no caso das 10% famílias mais ricas). Como esperado, no que tange à probabilidade de gasto positivo, ou seja, a aquisição de plano de saúde para seus membros, as famílias mais pobres respondem mais fortemente a um aumento marginal de sua renda. Por outro lado, a elasticidade-renda do tamanho esperado do gasto (condicionado a $I=1$) aumenta monotonicamente com a elevação da faixa de renda, embora a amplitude da variação entre as faixas seja bem menor no caso dessa variável dependente, restrita ao intervalo entre 0,40 a 0,60.

A fim de estimar o efeito de uma mudança na composição conjunta dos membros da família por gênero e relação de parentesco com o chefe (condição na família segundo a POF), as seguintes variáveis são introduzidas na especificação do modelo: número de filhos homens, número de filhos mulheres, número de outros membros homens e número de outros membros mulheres. A condição *outros* agrega todos os membros da família, exceto o próprio chefe, o cônjuge (do chefe) e os filhos (do chefe e/ou de seu cônjuge).⁴⁶ A soma dessas quatro variáveis é igual ao número total de membros da família menos o chefe e o cônjuge (se houver).⁴⁷ O coeficiente de cada variável é o efeito de um membro adicional. Por exemplo, o coeficiente da variável *número de filhos homens* é o efeito de um membro filho homem adicional. A interação entre as características gênero e condição na família permite avaliar a existência de um viés de gênero dentro de cada relação de parentesco: por exemplo, a família poderia discriminar entre filhos homens e filhos mulheres, mas não entre outros membros homens e outros membros mulheres, ou seja, entre membros com outras relações de parentesco.

46. O efeito da existência de membro com a condição cônjuge do chefe, discriminado por gênero, já foi analisado anteriormente.

47. Equivalentemente, a soma das variáveis número de filhos (homens e mulheres), número de outros membros (homens e mulheres) e as indicadoras de chefe (homem e mulher) com cônjuge é igual ao número total de membros da família menos o chefe.

Uma unidade adicional de filho homem e filho mulher torna a família 12,1% e 25,1% mais provável de gasto positivo respectivamente, enquanto uma unidade adicional de outro membro homem e outro membro mulher torna a família 11% e 19% mais provável de gasto positivo, respectivamente. Esses resultados estendem para as condições *filho* e *outros membros* o viés nitidamente favorável às mulheres já descrito antes em relação às condições *chefe* e *cônjuge do chefe*: uma diferença em torno de 13 p.p. para a condição *filho* e de 8 p.p. para a condição *outros membros*.

Igualmente importante, ao comparar esses resultados com aqueles descritos anteriormente em relação às indicadoras de chefe (homem e mulher) com cônjuge, o que se constata é a maior predisposição da unidade decisória da família – muito provavelmente centrada em seu chefe – para a aquisição de plano para o cônjuge, em relação aos demais membros da família, embora com um viés favorável aos filhos em relação aos outros membros.

Já o efeito sobre o tamanho esperado do gasto é significativamente negativo em relação ao aumento do número de membros de qualquer categoria: uma queda de 17,1% e 12% em relação às categorias *filho homem* e *filho mulher*, respectivamente e uma queda de 22,3% e 21,8% em relação às categorias *outros membros homem* e *outros membros mulher*, respectivamente. Novamente se observa um viés favorável aos filhos e um viés de gênero favorável às mulheres (este principalmente entre os filhos) na decisão quanto ao tamanho do gasto, como igualmente constatado em relação à probabilidade de gasto positivo. Isso porque a menor redução do gasto com filhos – em especial, filhos mulheres – significa que a família é mais resistente a cortes de gasto com essas categorias.

O efeito negativo do tamanho da família sobre o tamanho esperado do gasto pode ser interpretado como um ganho de escala, uma vez que a variável dependente na regressão é o gasto normalizado pelo número de membros da família (*gasto per capita*): nesse sentido, os resultados mostram que a magnitude desse ganho de escala depende do gênero e da condição na família do membro adicional. Além disso, uma vez que o efeito do tamanho da família sobre o *gasto per capita* é controlado pela renda familiar *per capita*, o mesmo equivale ao efeito do tamanho da família sobre a participação do gasto total na renda total e, portanto, reflete a recomposição do orçamento familiar decorrente de ganhos de escala não observados na mesma proporção entre as diferentes rubricas de despesas familiares.⁴⁸ Mais precisamente, se o ganho de escala em relação ao

48. Um ganho de escala em relação ao gasto com planos de saúde ocorre inclusive quando descontos são aplicados na inclusão de dependentes como beneficiários, reduzindo assim a mensalidade do plano por beneficiário.

TEXTO para DISCUSSÃO

gasto com planos de saúde é maior (menor) que aquele observado em outras rubricas do orçamento familiar, espera-se que um aumento do tamanho da família acarrete uma redução (aumento) do gasto com plano de saúde como proporção da renda familiar total.⁴⁹

A fim de estimar o efeito de uma mudança na composição etária dos membros da família, também são introduzidas na especificação do modelo variáveis referentes ao número de membros (excluindo o chefe e o cônjuge) nas seguintes faixas etárias: [19,28], [29,38], [39,48], [49,58] e >58.⁵⁰ A seção 3 explica a correspondência entre essas faixas e aquelas definidas pela ANS para reajuste de mensalidade. A faixa etária <19 é excluída para evitar multicolinearidade com as variáveis relativas à composição por gênero e condição na família.⁵¹ Logo, o coeficiente de uma faixa A qualquer é o efeito de um membro adicional nessa faixa em troca de um membro a menos na faixa <19 (categoria omitida), ou seja, o efeito de uma recomposição marginal dos membros da família, da faixa <19 para a faixa A. Consequentemente, o efeito de um membro a mais na faixa A em troca de um membro a menos em uma faixa B qualquer é dado por $\alpha - \beta$, onde α e β são, respectivamente, os coeficientes estimados das faixas A e B. Cabe observar que esse efeito reflete uma recomposição etária da família sem qualquer alteração de seu tamanho, de forma que não constitui um ganho de escala quando a variável dependente é o tamanho do gasto.

A tabela 6 mostra que, dentro do intervalo de 0 e 48 anos, que abrange as quatro primeiras faixas etárias (inclusive a faixa omitida), recomposições em direção a faixas mais elevadas aumentam progressivamente a probabilidade de gasto positivo. De fato, em troca de um membro a menos na faixa <19, o aumento da probabilidade é de 14,6%, 33,8% e 42,4% por um membro a mais nas faixas [19,28], [29,38] e [39,48], respectivamente. Por outro lado, o aumento da probabilidade cai a 40,9% e, ainda mais, a

49. Devido à restrição orçamentária familiar, um aumento (redução) da participação do gasto com planos de saúde na renda total da família precisa ser acompanhado por uma redução (aumento) equivalente em outras rubricas do orçamento familiar. Dessa forma, se, por um lado, um ganho de escala em relação ao gasto com planos de saúde contribui para reduzir sua participação na renda total da família, por outro, um ganho de escala em relação a outras rubricas, tais como despesas com bens de consumo duráveis e serviços de utilidade pública, contribui para aumentar a participação do gasto com planos de saúde na renda total da família.

50. O chefe é excluído porque o efeito da idade do chefe já é capturado por outras indicadoras que foram descritas antes. O cônjuge é excluído porque sua idade é bastante correlacionada com a do chefe, evitando-se assim problema de multicolinearidade.

51. Mais precisamente, se a faixa <19 fosse incluída, a soma do número de membros em todas as faixas (excluindo chefe e cônjuge) seria igual ao número de membros nas condições *filhos* e *outros membros* (homens e mulheres).

36,8% por um membro a mais nas faixas [49,58] e >58, respectivamente, de forma que, a partir dos 49 anos, recomposições em direção a faixas mais elevadas começam a reduzir progressivamente a probabilidade de gasto positivo. Em relação ao tamanho esperado do gasto, verifica-se uma queda de 11% e 12% por um membro adicional nas duas primeiras faixas, voltando o efeito a ser significativo apenas em relação à última faixa, quando então ocorre um aumento de 11,4%.

Os resultados apresentados são de difícil interpretação. Isso porque cada faixa etária agrega indistintamente membros de ambos os gêneros das condições *filho* e *outros membros*, enquanto o efeito de mudanças na faixa etária, em termos de significância econômica e estatística, bem como suas possíveis explicações, pode variar com o gênero e a condição na família. Em outras palavras, a especificação da tabela 6 destaca o efeito da composição conjunta por gênero e condição na família, enquanto a composição por faixa etária é analisada separadamente, ou seja, a idade dos membros não interage com seu gênero e sua condição na família.

A fim de contornar essa restrição e avaliar o efeito de uma mudança na composição conjunta dos membros da família por gênero, idade e condição na família, as especificações referentes às tabelas 8 e 9 introduzem a interação entre gênero e idade separadamente dentro das condições *filhos* e *outros membros*. Ou seja, o efeito do número de membros de cada categoria gênero/faixa etária é estimado apenas em relação aos filhos na tabela 8 e apenas em relação aos outros membros na tabela 9. Em ambas as tabelas, o efeito sobre as variáveis dependentes de uma recomposição dos membros de uma categoria "a" (com coeficiente estimado α) para uma categoria "b" (com coeficiente estimado β) é igual a $\alpha - \beta$.

Em geral, o aumento do número de membros de qualquer categoria gênero/faixa etária, em relação tanto aos filhos como aos outros membros, aumenta a probabilidade de gasto positivo e diminui o tamanho esperado do gasto, constatando em relação à segunda variável dependente que a existência de ganhos de escala decorrente do maior número de membros independe de gênero, idade ou condição na família, embora a magnitude dos ganhos de escala possa variar entre as categorias.

No que tange à condição *filhos* na tabela 8, uma recomposição dos membros de qualquer faixa etária em favor das mulheres aumenta a probabilidade de gasto positivo e o tamanho esperado do gasto, com diferença negligível na faixa mais jovem e tendendo a aumentar com o avançar da idade. Ou seja, entre os filhos, o viés de gênero favorável às mulheres tende, em geral, a acentuar-se com a elevação da faixa etária. Por outro lado, no que tange à condição *outros membros* na tabela 9, uma recomposição

em favor das mulheres aumenta a probabilidade de gasto positivo somente a partir da terceira faixa etária. A diferença é pequena e favorável aos homens nas duas primeiras faixas. O efeito da recomposição sobre o tamanho esperado do gasto não segue um padrão conclusivo, com o sinal do efeito se alternando entre as faixas. Em suma, o viés de gênero favorável às mulheres é mais presente entre os filhos que entre os outros membros, além de se manifestar mais fortemente em relação à probabilidade de gasto positivo.

Por sua vez, uma recomposição dos membros de qualquer gênero em direção às faixas etárias mais elevadas tende a aumentar a probabilidade de gasto positivo. A tendência é bem mais nítida entre as mulheres e entre os filhos. Assim, pode-se pelo menos concluir pela maior propensão das famílias a contratar planos para filhos mais velhos, talvez pelo maior risco de problemas de saúde, talvez porque não dependam de outros membros para custear seu plano. Por outro lado, como argumentado em relação ao efeito da idade do chefe, esse resultado vai de encontro à predição teórica de que pressões competitivas ajustam os prêmios de forma que todas as classes de risco contratam plano, e essa contradição poderia novamente ser explicada pelos limites impostos pela ANS para o reajuste por mudança de faixa etária, os quais encarecem os planos para os mais jovens relativamente a sua classe de risco.

Quanto ao tamanho esperado do gasto, os resultados são, em geral, menos conclusivos. Em relação aos filhos, aquela recomposição tem efeito negativo nos saltos para as primeiras faixas, sobretudo entre os homens, com a tendência revertida em seguida, talvez em decorrência do aumento das mensalidades. Em relação aos outros membros, o efeito permanece praticamente em um mesmo patamar, aumentando de forma significativa apenas no caso das mulheres no salto para a última faixa.

As especificações referentes às tabelas 8 e 9 também introduzem o efeito da interação entre o gênero e a idade do chefe. Entre as famílias com chefe de mesmo gênero, a probabilidade de gasto positivo e o tamanho esperado do gasto tendem a aumentar com o avanço da idade. Esses resultados confirmam para cada gênero separadamente aqueles encontrados na tabela 6 para a idade do chefe e podem ser explicados pelas mesmas razões.

7 CONCLUSÃO

O trabalho investiga os determinantes demográficos, geográficos e socioeconômicos do gasto das famílias brasileiras com a aquisição de planos de saúde para seus membros, o qual se processa por meio de duas decisões sequenciais: i) adquirir ou não plano de

saúde, ou seja, incorrer ou não em gasto estritamente positivo; e ii) em caso de aquisição, determinar o tamanho do gasto, o qual pode variar em função das condições contratuais do plano. Para tanto, um modelo de seleção amostral é estimado com a base de microdados da POF 2017-2018, o qual corrige a inconsistência dos efeitos estimados decorrentes de uma eventual correlação entre os fatores não observados daquelas duas decisões. O modelo também permite diferenciar os efeitos das variáveis explicativas sobre estas decisões.

A incorrência em gasto positivo é relativamente menos provável nas famílias com chefes mais jovens, de cor parda e negra, menor escolaridade e ocupação no setor informal, bem como nas famílias de menor renda *per capita*, residentes nas regiões Norte e Nordeste e nas áreas mais distantes das capitais dos estados. Como esperado, a probabilidade de gasto positivo aumenta com o tamanho da família, não importa a condição do membro adicional, embora seja maior no caso do cônjuge, seguido pelos filhos e outros membros. A evidência em relação ao gênero dos membros da família aponta para um viés favorável às mulheres: chefe ou cônjuge mulher, bem como filhos e outros membros mulheres, aumentam a probabilidade de gasto positivo em relação aos membros homens com a mesma condição.

Em geral, as conclusões relativas ao efeito das variáveis explicativas sobre o tamanho do gasto esperado são qualitativamente semelhantes àquelas obtidas em relação à probabilidade de gasto positivo, embora o efeito seja menos significativo. Isso evidencia a importância de estudar separadamente os determinantes dessas duas variáveis dependentes.

Os resultados podem ser explicados por extensões do modelo padrão de Rothschild e Stiglitz (com informação completa) que incorporem padrões comportamentais menos restritivos, tal como a possibilidade de correlação entre classe de risco e aversão ao risco, bem como algumas características institucionais bastante distintas do mercado brasileiro de planos de saúde, tais como a existência de uma alternativa pública e gratuita de assistência à saúde, a informação superior dos indivíduos frente às operadoras (assimetria de informação) e os limites e exigências impostas pelo aparato regulatório do mercado de planos privados. Cabe também ressaltar o efeito da insuficiência de renda, principalmente porque a demanda por planos das famílias mais pobres responde mais fortemente a um aumento na renda. Não menos importante é o efeito positivo da escolaridade, a qual influencia a percepção do chefe quanto à importância dos planos de saúde para o bem-estar de sua família, bem como a classe de risco da família pela maior inclinação para a adoção de medidas preventivas de saúde.

TABELA 1
Distribuição amostral das famílias brasileiras entre os tipos de famílias PD, PND, NPD e NPND (2017-2018)
(Em %)

Tipo de família		Soma		D = PD + NPD	ND = PND + NPND	PD/D	PND/ND	P = PD + PND	NP = NPD + NPND	PD/P	NPD/NP
PD	PND	NPD	NPND								
23,4	12,6	2,0	62,0	100,0	25,5	74,5	16,8	36,0	64,0	65,1	3,2

Fonte: POF 2017-2018.

Elaboração do autor.

Obs.: PD – famílias com plano e com gasto; PND – famílias com plano e sem gasto; NPD – famílias sem plano e com gasto; e NPND – famílias sem plano e sem gasto.

TABELA 2
Distribuição média dos membros de cada tipo de família entre os tipos de indivíduos pd, pnd, npd e npnd (2017-2018)
(Em %)

Tipo de família	Tipo de indivíduo				Soma	d = pd + npd	nd = pnd + npnd	pd/d	pnd/nd	p = pd + pnd	np = npd + npnd	pd/p	npd/np
	pd	pnd	npd	npnd									
PD	50,0	32,9	2,1	14,9	100,0	52,1	47,9	93,5	66,3	83,0	17,0	61,9	11,6
PND	0,0	69,0	0,0	31,0	100,0	0,0	100,0	-	69,0	69,0	31,0	0,0	0,0
NPD	0,0	0,0	40,3	59,7	100,0	40,3	59,7	0,0	0,0	0,0	100,0	-	40,3
NPND	0,0	0,0	0,0	100,0	100,0	0,0	100,0	-	0,0	0,0	100,0	-	0,0
Todos os tipos	11,7	16,4	1,3	70,6	100,0	13,0	87,0	85,8	17,3	28,1	71,9	37,9	1,7

Fonte: POF 2017-2018.

Elaboração do autor

Obs.: pd – indivíduos com plano e com gasto; pnd – indivíduos com plano e sem gasto; npd – indivíduos sem plano e com gasto; e npnd – indivíduos sem plano e sem gasto.

TABELA 3

Distribuição das famílias (por subamostra) entre os tipos de famílias PD, PND, NPD, NPND e NPND
(Em %)

	% na amostra total	Tipo de família				Soma	PD/(PD + NPND)		
		PD	PND	NPD	NPND		(A)	(B) ¹	
Brasil	100,0	23,4	12,6	2,0	62,0	100,0	85,4	27,4	36,0
Gênero do chefe									
Mulher	41,9	21,8	12,8	1,8	63,5	100,0	85,3	25,5	-3,2
Homem	58,1	24,6	12,3	2,2	60,9	100,0	85,5	28,8	-
Cor do chefe									
Branco	44,1	31,8	14,2	2,0	51,9	100,0	83,7	38,0	-
Negro	11,8	17,6	12,0	2,6	67,8	100,0	85,4	20,6	-17,4
Amarelo	0,8	45,3	21,0	2,7	31,0	100,0	76,3	59,4	21,4
Pardo	42,7	16,0	10,8	1,9	71,2	100,0	87,3	18,4	-19,6
Indígena	0,5	16,5	10,1	4,7	68,7	100,0	85,2	19,3	-18,6
Faixa etária do chefe									
<= 24	3,4	10,5	14,2	1,6	73,7	100,0	84,2	12,5	-
(24,49]	47,2	22,2	13,3	2,1	62,3	100,0	84,5	26,3	13,8
(49,64]	29,9	25,6	11,6	2,0	60,8	100,0	86,4	29,6	17,1
>64	19,5	25,3	11,9	2,0	60,9	100,0	86,2	29,3	16,8
Composição da família por idade									
Um adulto	9,2	17,5	10,0	1,3	71,2	100,0	88,7	19,7	-
Um adulto com criança	2,9	12,5	12,2	0,8	74,5	100,0	87,0	14,4	-5,3
Mais de um adulto	30,6	26,5	13,1	2,1	58,3	100,0	84,8	31,2	11,5
Mais de um adulto com criança	33,0	21,2	13,5	2,3	63,1	100,0	84,3	25,1	5,4
Idoso(s) com ou sem criança	9,0	24,9	11,4	1,2	62,6	100,0	87,4	28,5	8,7
Idoso(s) com adulto com ou sem criança	15,3	26,7	12,0	2,6	58,7	100,0	85,4	31,3	11,6

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	% na amostra total		Tipo de família			Soma	PD + NPND	PD/(PD + NPND)	
	total	PD	PND	NPD	NPND			(A)	(B)¹
Região									
Norte	7,3	7,0	13,8	1,3	77,9	100,0	84,9	8,3	-28,3
Nordeste	25,9	13,6	8,9	1,2	76,2	100,0	89,8	15,2	-21,4
Sudeste	43,7	30,5	14,0	2,7	52,8	100,0	83,3	36,6	-
Sul	15,4	26,1	14,8	2,0	57,1	100,0	83,2	31,4	-5,2
Centro-Oeste	7,7	26,5	11,0	1,6	60,9	100,0	87,4	30,4	-6,2
Extrato geográfico									
Capital	22,6	34,1	16,8	2,7	46,4	100,0	80,6	42,4	-
Região Metropolitana (RM) fora capital	16,7	27,3	14,8	2,9	55,0	100,0	82,3	33,2	-9,1
Urbano fora RM	46,9	22,2	11,6	1,8	64,3	100,0	86,5	25,7	-16,7
Rural	13,8	5,2	6,1	0,7	88,0	100,0	93,2	5,6	-36,8
Escolaridade do chefe									
Sem instrução	7,2	4,9	6,5	1,1	87,6	100,0	92,4	5,3	-
Fundamental incompleto	36,1	11,1	8,9	1,9	78,1	100,0	89,2	12,5	7,2
Fundamental completo	8,6	16,3	11,0	1,9	70,9	100,0	87,2	18,7	13,4
Médio incompleto	4,7	13,8	11,7	2,3	72,2	100,0	86,0	16,1	10,8
Médio completo	24,9	27,9	15,9	2,5	53,7	100,0	81,6	34,2	28,9
Superior incompleto	3,5	36,2	20,6	2,8	40,4	100,0	76,6	47,3	42,0
Superior completo	15,0	58,7	18,0	2,1	21,2	100,0	79,9	73,5	68,2
Ocupação do chefe									
Fora da força de trabalho	30,3	21,0	11,8	2,0	65,2	100,0	86,2	24,4	-29,5
Empregado doméstico	5,2	6,0	10,1	1,7	82,2	100,0	88,2	6,8	-47,1
Empregado do setor público	9,1	44,8	15,0	1,9	38,3	100,0	83,2	53,9	-
Empregado com carteira	22,6	29,9	17,2	2,1	50,8	100,0	80,7	37,1	-16,8

(Continua)

(Continuação)

	% na amostra		Tipo de família				Soma		PD/(PD + NPND)	
	total	PD	PND	NPD	NPND	PD + NPND	(A)	(B) ¹		
Empregado sem carteira	7,6	13,1	9,8	2,3	74,9	100,0	88,0	14,9	-39,0	
Empregador	3,4	47,0	11,8	2,4	38,8	100,0	85,8	54,7	0,8	
Conta própria	21,3	15,2	9,5	2,1	73,2	100,0	88,4	17,2	-36,7	
Não remunerado	0,5	16,6	8,3	1,1	74,1	100,0	90,6	18,3	-35,6	
Renda disponível <i>per capita</i> da família										
10 ^o decil	10,0	64,8	17,4	1,1	16,7	100,0	81,5	79,6	76,8	
9 ^o decil	10,0	45,7	18,1	2,6	33,5	100,0	79,3	57,7	54,9	
8 ^o decil	10,0	31,8	14,4	2,8	51,0	100,0	82,8	38,4	35,6	
7 ^o decil	10,0	27,0	13,6	2,6	56,8	100,0	83,8	32,2	29,4	
6 ^o decil	10,0	20,3	13,5	2,4	63,8	100,0	84,1	24,1	21,3	
5 ^o decil	10,0	16,1	10,9	2,1	70,9	100,0	87,0	18,5	15,7	
4 ^o decil	10,0	12,5	12,1	2,9	72,4	100,0	85,0	14,8	12,0	
3 ^o decil	10,0	8,2	11,0	1,8	79,0	100,0	87,2	9,4	6,6	
2 ^o decil	10,0	5,1	8,5	1,3	85,1	100,0	90,3	5,7	2,9	
1 ^o decil	10,0	2,6	6,1	0,8	90,5	100,0	93,1	2,8	-	
Membro em dieta médica										
Não	90,9	23,0	12,5	2,1	62,4	100,0	85,4	26,9	-	
Sim	9,1	27,7	12,8	1,7	57,8	100,0	85,5	32,4	5,4	

Fonte: POF 2017-2018.

Elaboração do autor.

Nota: ¹ A coluna (B) mostra a diferença entre o valor referente à categoria na coluna (A) e o valor referente à categoria-base (omitido na coluna (B)).

TABELA 4
Distribuição média dos membros das famílias tipo PD entre os tipos de indivíduos pd, pnd, npd e npnd
 (Em %)

	% na amostra total	Tipo de indivíduo				Soma	p = pd + pnd (#p/#n) ¹	d = pd + npd	pd/d	pnd/nd	pd/p	npd/np
		pd	pnd	npd	npnd							
Brasil	100,0	50,0	32,9	2,1	14,9	100,0	83,0	52,1	61,9	11,6	93,5	66,3
Gênero do chefe												
Mulher	41,9	55,2	27,4	2,0	15,4	100,0	82,6	57,2	67,2	10,5	93,9	61,9
Homem	58,1	46,7	36,5	2,2	14,7	100,0	83,2	48,9	58,5	12,3	93,3	68,9
Cor do chefe												
Branco	44,1	52,9	33,5	1,9	11,7	100,0	86,5	54,8	62,8	12,9	94,5	71,8
Negro	11,8	45,3	29,5	2,4	22,8	100,0	74,8	47,7	63,0	8,7	93,1	56,6
Amarelo	0,8	47,8	39,3	3,1	9,9	100,0	87,1	50,9	53,8	13,2	94,2	83,0
Pardo	42,7	45,6	32,5	2,5	19,5	100,0	78,1	48,1	60,5	11,0	92,2	61,3
Indígena	0,5	55,2	25,6	2,2	17,0	100,0	80,8	57,4	70,8	7,8	94,1	51,9
Faixa etária do chefe												
≤ 24	3,4	48,7	21,3	3,9	26,1	100,0	70,0	52,6	68,3	16,1	87,8	48,1
(24,49]	47,2	43,3	39,1	2,5	15,1	100,0	82,4	45,8	54,9	13,4	91,9	69,7
(49,64]	29,9	50,5	32,5	1,7	15,2	100,0	83,1	52,3	63,3	9,9	94,7	65,6
> 64	19,5	63,7	21,2	1,6	13,5	100,0	84,9	65,3	74,5	9,5	95,6	59,7
Composição da família por idade												
Um adulto	9,2	100,0	0,0	0,0	0,0	100,0	100,0	100,0	100,0	0,0	100,0	0,0
Um adulto com criança	2,9	45,3	46,5	1,7	6,5	100,0	91,8	47,0	50,2	35,9	92,5	87,1
Mais de um adulto	30,6	50,7	31,3	1,8	16,3	100,0	81,9	52,4	66,6	8,4	96,4	63,0
Mais de um adulto com criança	33,0	30,2	49,6	3,1	17,0	100,0	79,9	33,3	41,7	15,0	88,4	72,8
Idoso(s) com ou sem criança	9,0	82,1	15,0	0,5	2,4	100,0	97,2	82,6	85,0	14,2	98,9	82,1

(Continua)

(Continuação)

	% na amostra total	Tipo de indivíduo						Soma	p = pd + pnd (#p/#n) ¹	d = pd + npd	pd/d	pnd/nd	pd/p	npd/np
		pd	pnd	npd	npnd	npnd	npnd							
Idoso(s) com adulto com ou sem criança	15,3	45,5	29,4	2,8	22,4	100,0	100,0	74,8	48,3	63,8	10,0	92,1	54,9	
Região														
Norte	7,3	37,8	40,3	2,9	19,0	100,0	100,0	78,1	40,7	54,5	11,1	90,2	62,1	
Nordeste	25,9	47,0	31,4	2,5	19,1	100,0	100,0	78,4	49,5	59,8	12,3	91,4	62,6	
Sudeste	43,7	50,3	33,3	2,0	14,4	100,0	100,0	83,5	52,3	62,9	11,2	94,1	67,2	
Sul	15,4	53,2	32,4	2,1	12,3	100,0	100,0	85,6	55,3	63,0	12,5	95,2	71,9	
Centro-Oeste	7,7	50,2	32,6	1,7	15,5	100,0	100,0	82,8	51,9	64,2	10,0	94,9	65,5	
Extrato geográfico														
Capital	22,6	52,5	32,6	2,0	12,9	100,0	100,0	85,1	54,5	61,4	13,3	93,3	69,4	
RM fora capital	16,7	46,6	33,4	2,7	17,3	100,0	100,0	80,0	49,3	62,3	11,0	92,8	62,1	
Urbano fora RM	46,9	50,0	32,9	1,9	15,2	100,0	100,0	82,9	51,9	62,0	10,6	94,2	66,5	
Rural	13,8	45,2	33,7	2,4	18,6	100,0	100,0	79,0	47,6	62,9	11,0	93,0	63,5	
Escolaridade do chefe														
Sem instrução	7,2	49,0	20,6	3,2	27,2	100,0	100,0	69,6	52,3	71,5	10,4	89,3	40,5	
Fundamental incompleto	36,1	48,9	25,0	2,6	23,5	100,0	100,0	73,9	51,5	68,3	8,9	92,7	50,8	
Fundamental completo	8,6	47,7	28,7	2,2	21,3	100,0	100,0	76,4	50,0	64,0	11,1	91,2	55,4	
Médio incompleto	4,7	43,1	30,0	3,6	23,2	100,0	100,0	73,2	46,8	58,9	12,8	88,1	56,1	
Médio completo	24,9	45,5	33,9	2,6	18,0	100,0	100,0	79,4	48,1	58,9	11,9	92,0	64,2	
Superior incompleto	3,5	52,2	34,1	1,9	11,8	100,0	100,0	86,3	54,1	60,4	13,5	94,7	73,7	
Superior completo	15,0	54,7	37,0	1,3	7,0	100,0	100,0	91,7	56,0	60,8	13,8	96,3	80,7	
Ocupação do chefe														
Fora da força de trabalho	30,3	57,4	25,3	2,0	15,2	100,0	100,0	82,8	59,5	69,0	10,2	93,9	60,5	
Empregado doméstico	5,2	44,0	24,8	3,9	27,2	100,0	100,0	68,9	48,0	67,3	10,9	91,1	48,1	
Empregado do setor público	9,1	52,4	36,1	1,1	10,3	100,0	100,0	88,5	53,6	59,5	10,2	96,3	76,1	

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	% na amostra total	Tipo de indivíduo				Soma	p = pd + pnd (#p/#n) ¹	d = pd + npd	pd/d	pnd/nd	pd/p	npd/np
		pd	pnd	npd	npnd							
Empregado com carteira	22,6	44,5	36,7	2,0	16,8	100,0	81,2	46,5	58,8	10,7	93,2	64,3
Empregado sem carteira	7,6	46,2	32,0	4,3	17,5	100,0	78,2	50,5	59,8	15,0	89,9	62,8
Empregador	3,4	49,0	42,7	1,2	7,0	100,0	91,8	50,3	54,7	12,6	95,4	81,6
Conta própria	21,3	46,1	32,4	3,3	18,2	100,0	78,6	49,4	60,3	15,4	90,1	63,6
Não remunerado	0,5	53,9	28,6	0,8	16,8	100,0	82,5	54,6	67,2	12,2	94,2	64,7
Renda disponível per capita da família												
10º decil	10,0	66,4	29,0	0,8	3,8	100,0	95,4	67,2	70,7	17,6	98,1	85,9
9º decil	10,0	55,8	33,6	1,4	9,2	100,0	89,4	57,2	64,8	11,7	96,7	74,4
8º decil	10,0	47,6	33,7	2,1	16,5	100,0	81,4	49,7	61,7	10,3	94,1	63,7
7º decil	10,0	41,2	34,6	2,9	21,4	100,0	75,8	44,0	58,9	10,0	92,2	59,8
6º decil	10,0	38,5	35,7	3,0	22,8	100,0	74,2	41,4	56,6	11,4	91,6	61,1
5º decil	10,0	35,0	35,4	3,4	26,1	100,0	70,4	38,4	55,9	10,6	90,1	56,7
4º decil	10,0	32,9	35,1	3,7	28,3	100,0	68,0	36,6	54,1	10,3	88,6	55,1
3º decil	10,0	30,2	34,1	3,8	31,9	100,0	64,3	34,0	53,3	10,8	85,2	49,7
2º decil	10,0	30,2	35,4	4,8	29,7	100,0	65,5	35,0	48,7	14,2	79,8	51,6
1º decil	10,0	29,0	35,1	6,0	29,8	100,0	64,2	35,0	48,9	16,2	79,4	53,8
Membro em dieta médica												
Não	90,9	50,0	32,9	2,1	15,0	100,0	82,9	52,1	61,8	11,6	93,4	66,3
Sim	9,1	50,5	32,8	1,9	14,8	100,0	83,3	52,3	62,9	11,0	94,6	66,5

Fonte: POF 2017-2018.

Elaboração do autor.

Nota: ¹ #p – número total de membros beneficiários da família; #n – número total de membros da família.

TABELA 5
Estatísticas descritivas do gasto mensal com plano de saúde das famílias tipo PD – médias das variáveis

	% na amostra total	Gasto total (R\$)	Gasto per capita (R\$/#h) ¹	Gasto total (% renda total)	Gasto por beneficiário (R\$/G/#h) ²	Gasto por beneficiário (% renda per capita)	Gasto por comprador (R\$/G/#d) ³	Gasto por comprador (% renda per capita)	Taxa de dependência (#p/#d) ⁴
Brasil	100,0	384,7	165,4	5,1	191,0	6,8	304,9	11,2	2,0
Gênero do chefe									
Mulher	41,9	344,9	174,2	5,1	199,9	6,8	282,7	10,0	1,8
Homem	58,1	410,1	159,7	5,1	185,4	6,8	319,0	11,9	2,1
Cor do chefe									
Branco	44,1	451,1	199,4	5,4	219,8	6,5	355,4	11,2	2,0
Negro	11,8	246,4	97,7	4,2	127,3	6,4	198,0	10,1	1,9
Amarelo	0,8	693,0	273,1	9,0	361,6	13,9	542,8	18,9	2,1
Pardo	42,7	273,5	109,9	4,7	142,0	7,1	221,1	11,1	2,0
Indígena	0,5	515,7	214,7	7,8	239,3	8,8	328,6	14,7	1,7
Faixa etária do chefe									
≤ 24	3,4	123,6	59,6	7,3	91,0	10,9	113,8	12,7	1,5
(24,49]	47,2	258,7	93,0	3,8	112,3	5,3	214,4	10,1	2,2
(49,64]	29,9	444,1	180,6	5,3	205,3	6,8	349,0	11,6	1,9
> 64	19,5	580,9	304,0	7,6	344,7	9,8	443,6	12,8	1,5
Composição da família por idade									
Um adulto	9,2	265,2	265,2	5,7	265,2	5,7	265,2	5,7	1,0
Um adulto com criança	2,9	252,4	116,9	4,9	124,6	5,5	247,6	10,8	2,0
Mais de um adulto	30,6	357,3	137,9	4,6	162,6	6,0	274,3	9,6	1,8
Mais de um adulto com criança	33,0	288,4	77,0	3,8	97,6	5,7	238,6	12,5	2,7
Idoso(s) com ou sem criança	9,0	598,5	410,0	9,1	420,2	9,5	508,2	12,1	1,3

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	% na amostra total	Gasto total (R\$)	Gasto per capita (R\$) (G/#n) ¹	Gasto total (% renda total)	Gasto por beneficiário (R\$) (G/#p) ²	Gasto por beneficiário (% renda per capita)	Gasto por comprador (R\$) (G/#d) ³	Gasto por comprador (% renda per capita)	Taxa de dependência (%) (#p/#d) ⁴
Idoso(s) com adulto com ou sem criança	15,3	536,9	195,8	6,0	252,6	9,2	381,1	13,7	1,8
Região									
Norte	7,3	238,6	83,9	4,2	104,9	5,8	214,2	12,9	2,4
Nordeste	25,9	393,4	161,7	5,7	192,4	8,0	300,9	13,1	1,9
Sudeste	43,7	432,9	188,6	5,5	215,9	7,3	346,5	12,0	2,0
Sul	15,4	242,3	109,4	3,5	125,5	4,4	194,0	7,2	1,9
Centro-Oeste	7,7	373,9	151,1	4,9	177,8	6,3	282,0	10,0	1,9
Extrato geográfico									
Capital	22,6	559,3	244,7	5,9	272,1	7,5	434,2	12,7	1,9
RM fora capital	16,7	332,4	136,7	5,1	167,6	7,3	258,2	11,3	2,0
Urbano fora RM	46,9	288,6	123,8	4,6	146,2	6,1	237,0	10,1	2,0
Rural	13,8	233,6	97,2	4,2	118,3	5,7	193,6	9,4	2,0
Escolaridade do chefe									
Sem instrução	7,2	257,5	123,9	5,9	158,8	9,0	196,6	10,7	1,5
Fundamental incompleto	36,1	226,7	102,1	5,1	134,9	7,5	185,8	10,6	1,7
Fundamental completo	8,6	282,6	127,8	5,3	162,5	7,8	236,1	12,1	1,8
Médio incompleto	4,7	248,6	104,2	5,0	140,7	7,9	200,0	12,0	1,9
Médio completo	24,9	299,0	120,6	4,7	150,1	6,8	237,7	11,2	2,0
Superior incompleto	3,5	274,8	113,5	5,1	130,9	6,1	216,3	10,2	2,0
Superior completo	15,0	572,4	249,4	5,4	267,5	6,3	448,5	11,4	2,1
Ocupação do chefe									
Fora da força de trabalho	30,3	460,4	230,2	7,2	267,0	9,5	365,9	13,3	1,7
Empregado doméstico	5,2	156,8	56,4	3,9	84,1	6,2	123,7	9,9	1,7

(Continua)

(Continuação)

	% na amostra total	Gasto total (R\$)	Gasto per capita (R\$) (G/#n) ¹	Gasto total (% renda total)	Gasto por beneficiário (R\$) (G/#p) ²	Gasto por beneficiário (% renda per capita)	Gasto por comprador (R\$) (G/#d) ³	Gasto por comprador (% renda per capita)	Taxa de dependência (%) (#p/#d) ⁴
Empregado do setor público	9,1	367,0	150,8	3,7	166,0	4,4	293,5	8,6	2,1
Empregado com carteira	22,6	232,0	87,7	3,6	108,3	5,3	189,7	9,2	2,1
Empregado sem carteira	7,6	405,7	167,0	4,9	198,6	7,0	310,3	11,1	1,9
Empregador	3,4	768,7	297,6	5,6	311,2	6,2	595,6	14,2	2,3
Conta própria	21,3	401,5	159,9	5,8	191,5	8,0	310,4	13,0	1,9
Não remunerado	0,5	445,2	266,9	6,5	291,6	7,6	357,2	10,3	1,9
Renda disponível per capita da família									
10º decil	10,0	695,9	344,1	4,6	356,3	4,8	540,9	7,7	1,8
9º decil	10,0	395,6	158,2	5,1	181,6	5,9	307,7	9,9	1,9
8º decil	10,0	270,7	101,2	4,6	129,2	5,9	219,5	10,0	2,0
7º decil	10,0	244,2	84,5	4,9	124,4	7,2	200,4	11,6	2,0
6º decil	10,0	202,6	65,1	4,6	97,2	6,9	169,4	12,0	2,1
5º decil	10,0	179,5	55,6	4,7	87,4	7,4	151,8	12,9	2,1
4º decil	10,0	183,3	59,4	5,8	97,1	9,8	156,9	15,9	2,2
3º decil	10,0	155,0	45,2	5,9	83,1	10,9	131,6	17,3	2,1
2º decil	10,0	148,3	46,0	8,3	75,4	13,8	117,2	21,2	2,2
1º decil	10,0	148,2	46,2	20,3	82,7	32,5	137,0	51,5	2,2

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	% na amostra total	Gasto total (R\$)	Gasto per capita (R\$) (G/#n) ¹	Gasto total (% renda total)	Gasto por beneficiário (R\$) (G/#p) ²	Gasto por beneficiário (% renda per capita)	Gasto por comprador (R\$) (G/#d) ³	Gasto por comprador (% renda per capita)	Taxa de dependência (%) (#p/#d) ⁴
Membro em dieta médica									
Não	90,9	378,3	163,9	5,2	189,6	6,9	300,8	11,2	2,0
Sim	9,1	438,5	177,4	4,8	203,4	6,2	338,5	10,7	1,9

Fonte: POF 2017-2018.

Elaboração do autor

Notas: ¹ G – gasto total da família com planos de saúde; #n – número total de membros da família.

² G – gasto total da família com planos de saúde; #p – número total de membros beneficiários da família.

³ G – gasto total da família com planos de saúde; #d – número total de membros contribuintes da família.

⁴ #p – número total de membros beneficiários da família; #d – número total de membros contribuintes da família.

TABELA 6
Modelo de seleção amostral para o gasto das famílias com plano de saúde

	π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(G I=1)/E(G I=1)$
Cor do chefe					
Negro	-0,0739*** (0,0278)	-0,0131*** (0,0049)	-0,1327*** (0,0504)	-0,2266*** (0,0417)	-0,2275*** (0,0416)
Amarelo	0,2322** (0,1109)	0,0449** (0,0227)	0,3893** (0,1766)	0,0003 (0,1126)	0,0029 (0,1127)
Pardo	-0,0810*** (0,019)	-0,0144*** (0,0034)	-0,1455*** (0,034)	-0,1273*** (0,0269)	-0,1283*** (0,0269)
Indígena	-0,2403*** (0,1224)	-0,0406** (0,0192)	-0,4471* (0,2391)	-0,0625 (0,1848)	-0,0655 (0,1845)
Gênero/estado conjugal do chefe					
Mulher sem cônjuge	0,2774*** (0,0323)	0,0387*** (0,0043)	0,5817*** (0,0694)	-0,0423 (0,0474)	-0,0386 (0,0469)
Homem com cônjuge	0,7085*** (0,0308)	0,1143*** (0,0043)	1,3635*** (0,0664)	-0,1193** (0,0481)	-0,1104** (0,0449)
Mulher com cônjuge	0,6104*** (0,035)	0,0954*** (0,0052)	1,1983*** (0,0725)	-0,2335*** (0,0528)	-0,2258*** (0,0503)
Idade do chefe					
[29,38]	0,1898*** (0,0376)	0,0303*** (0,0058)	0,3669*** (0,0742)	0,1822*** (0,0592)	0,1846*** (0,0587)
[39,48]	0,2004*** (0,0386)	0,0321*** (0,006)	0,3865*** (0,076)	0,3267*** (0,0608)	0,3292*** (0,0605)
[49,58]	0,2615*** (0,0395)	0,0427*** (0,0062)	0,4979*** (0,0774)	0,5073*** (0,0619)	0,5106*** (0,0614)
>58 anos	0,3997*** (0,0414)	0,0681*** (0,0067)	0,7394*** (0,0797)	0,7504*** (0,0656)	0,7552*** (0,0643)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)	Π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(GI=1)/E(GI=1)$
Escolaridade do chefe	0,3675*** (0,0418)	0,0500*** (0,005)	0,7811*** (0,0942)	0,3097*** (0,0986)	0,3152*** (0,0983)
Fundamental incompleto	0,5637*** (0,0496)	0,0837*** (0,007)	1,1525*** (0,1061)	0,5023*** (0,1065)	0,5105*** (0,1056)
Fundamental completo	0,6336*** (0,0554)	0,0970*** (0,0086)	1,2773*** (0,1142)	0,5905*** (0,1135)	0,5996*** (0,1128)
Médio incompleto	0,9229*** (0,0449)	0,1583*** (0,0064)	1,7529*** (0,0978)	0,5720*** (0,1026)	0,5848*** (0,0994)
Médio completo	1,1243*** (0,0589)	0,2068*** (0,0116)	2,0464*** (0,1108)	0,6318*** (0,1136)	0,6470*** (0,1097)
Superior incompleto	1,3627*** (0,0502)	0,2696*** (0,0094)	2,3555*** (0,1007)	0,8282*** (0,1071)	0,8460*** (0,1012)
Superior completo					
Ocupação do chefe					
Fora da força de trabalho	-0,1082*** (0,0323)	-0,0207*** (0,0063)	-0,1835*** (0,0541)	0,2242*** (0,0397)	0,2229*** (0,0394)
Empregado doméstico	-0,5301*** (0,0564)	-0,0894*** (0,0088)	-0,9869*** (0,1125)	-0,1079 (0,109)	-0,1146 (0,107)
Empregado com carteira	0,0489 (0,0311)	0,0098 (0,0062)	0,08 (0,051)	-0,2047*** (0,0366)	-0,2042*** (0,0366)
Empregado sem carteira	-0,4034*** (0,0425)	-0,0708*** (0,0073)	-0,7306*** (0,0792)	0,1252** (0,0601)	0,1202** (0,0593)
Empregador	-0,1237*** (0,0472)	-0,0236*** (0,0089)	-0,2104*** (0,0814)	0,3842*** (0,049)	0,3827*** (0,0488)
Conta própria	-0,3841*** (0,0317)	-0,0678*** (0,0059)	-0,6928*** (0,0561)	0,1669*** (0,0417)	0,1622*** (0,0403)

(Continua)

(Continuação)	Π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(GI=1)/E(GI=1)$
Não remunerado	-0,2648** (0,1151)	-0,0485** (0,0196)	-0,4652** (0,2128)	0,0475 (0,2046)	0,0443 (0,2043)
Região					
Norte	-0,9444*** (0,046)	-0,1465*** (0,0059)	-1,8402*** (0,1035)	-0,5374*** (0,0642)	-0,5497*** (0,0583)
Nordeste	-0,2866*** (0,0259)	-0,0545*** (0,005)	-0,4831*** (0,0435)	0,0363 (0,0368)	0,033 (0,0363)
Sul	-0,1425*** (0,0344)	-0,0282*** (0,0067)	-0,2323*** (0,0571)	-0,4941*** (0,0376)	-0,4957*** (0,0374)
Centro-Oeste	-0,2630*** (0,0346)	-0,0504*** (0,0064)	-0,4409*** (0,06)	-0,0532 (0,044)	-0,0563 (0,0434)
Extrato geográfico					
RM fora da capital	-0,1294*** (0,0305)	-0,0274*** (0,0064)	-0,2026*** (0,0481)	-0,1221*** (0,0386)	-0,1236*** (0,0385)
Área urbana fora da RM	-0,3962*** (0,0258)	-0,0781*** (0,0052)	-0,6609*** (0,043)	-0,2627*** (0,0329)	-0,2673*** (0,0315)
Área rural	-0,7110*** (0,0387)	-0,1279*** (0,0065)	-1,2743*** (0,075)	-0,4200*** (0,0645)	-0,4288*** (0,062)
Número de membros por gênero e relação de parentesco com o chefe					
Filhos homens	0,0670*** (0,0133)	0,0118*** (0,0023)	0,1209*** (0,0242)	-0,1718*** (0,0198)	-0,1710*** (0,0197)
Filhos mulheres	0,1390*** (0,0133)	0,0245*** (0,0023)	0,2511*** (0,0245)	-0,1218*** (0,0213)	-0,1201*** (0,0209)
Outros membros homens	0,0606*** (0,0205)	0,0107*** (0,0036)	0,1095*** (0,0372)	-0,2234*** (0,0295)	-0,2227*** (0,0295)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)	Π	$\Delta Pr(i=1)$	$\Delta Pr(i=1)/Pr(i=1)$	β	$\Delta E(GI=1)/E(GI=1)$
Outros membros mulheres	0,1049*** (0,0201)	0,0185*** (0,0035)	0,1895*** (0,0366)	-0,2197*** (0,0316)	-0,2184*** (0,0313)
Número de membros por faixa etária (excluindo o chefe e o cônjuge)					
[19,28]	0,0808*** (0,0168)	0,0142*** (0,003)	0,1460*** (0,0304)	-0,1110*** (0,0245)	-0,1101*** (0,0244)
[29,38]	0,1872*** (0,0234)	0,0329*** (0,0041)	0,3381*** (0,0423)	-0,1228*** (0,0325)	-0,1206*** (0,0323)
[39,48]	0,2349*** (0,0315)	0,0413*** (0,0056)	0,4243*** (0,0569)	-0,0324 (0,0456)	-0,0296 (0,045)
[49,58]	0,2262*** (0,0367)	0,0398*** (0,0065)	0,4086*** (0,0663)	0,08 (0,0509)	0,0826 (0,0507)
>58	0,2038*** (0,0331)	0,0359*** (0,0058)	0,3682*** (0,0596)	0,1120** (0,0438)	0,1144*** (0,0434)
Renda familiar per capita (ln)	0,7177*** (0,024)	0,1318*** (0,003)	1,2452*** (0,0624)	0,4781*** (0,0414)	0,5342*** (0,0209)
Avaliação da qualidade dos serviços de saúde					
Satisfatória	0,1848*** (0,0227)	0,0310*** (0,0038)	0,3472*** (0,0431)	0,0373 (0,0364)	0,0396 (0,036)
Boa	0,3143*** (0,0216)	0,0548*** (0,0037)	0,5743*** (0,0407)	0,1209*** (0,0355)	0,1247*** (0,0343)
Membro em dieta médica = sim	0,0566** (0,0266)	0,0101** (0,0048)	0,1011** (0,0471)	-	-

Fonte: POF 2017-2018.

Elaboração do autor.

Obs.: Significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

TABELA 7
Modelo de seleção amostral para o gasto das famílias com plano de saúde

Renda familiar per capita	Π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(G I=1)/E(G I=1)$
10º decil	0,8734*** (0,0312)	0,2030*** (0,0069)	0,3827*** (0,0075)	0,5882*** (0,0317)	0,5964*** (0,0297)
9º decil	0,8075*** (0,0173)	0,2428*** (0,0075)	0,7699*** (0,0151)	0,5418*** (0,0279)	0,5505*** (0,0204)
8º decil	0,7780*** (0,0129)	0,2200*** (0,0056)	0,9817*** (0,0165)	0,5211*** (0,0304)	0,5301*** (0,0214)
7º decil	0,7566*** (0,0116)	0,1903*** (0,0049)	1,1017*** (0,0173)	0,5060*** (0,0336)	0,5155*** (0,0239)
6º decil	0,7397*** (0,0121)	0,1610*** (0,0046)	1,2129*** (0,0204)	0,4941*** (0,0367)	0,5037*** (0,0269)
5º decil	0,7239*** (0,0138)	0,1364*** (0,0045)	1,2959*** (0,0252)	0,4831*** (0,0399)	0,4927*** (0,0301)
4º decil	0,7062*** (0,0166)	0,1193*** (0,0046)	1,3329*** (0,0323)	0,4706*** (0,0439)	0,4807*** (0,034)
3º decil	0,6849*** (0,0207)	0,0899*** (0,0039)	1,4251*** (0,0455)	0,4556*** (0,049)	0,4657*** (0,0392)
2º decil	0,6569*** (0,0266)	0,0569*** (0,0027)	1,5539*** (0,0687)	0,4359*** (0,0561)	0,4462*** (0,0464)
1º decil	0,5931*** (0,0413)	0,0231*** (0,0009)	1,7086*** (0,1404)	0,3911*** (0,0732)	0,4045*** (0,0629)

Fonte: 2017-2018.

Elaboração do autor.

Obs.: Significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

TABELA 8
Modelo de seleção amostral para o gasto das famílias com plano de saúde

	π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(G I=1)/E(G I=1)$
Cor do chefe					
Negro	-0,0826*** (0,0278)	-0,0147*** (0,0049)	-0,1481*** (0,0503)	-0,2272*** (0,0417)	-0,2281*** (0,0416)
Amarelo	0,2369** (0,1104)	0,0461** (0,0227)	0,3958** (0,1748)	0,0061 (0,1134)	0,0087 (0,1135)
Pardo	-0,0899*** (0,0189)	-0,0160*** (0,0034)	-0,1615*** (0,0339)	-0,1301*** (0,0269)	-0,1312*** (0,0268)
Indígena	-0,2480** (0,123)	-0,0421** (0,0194)	-0,4610* (0,2405)	-0,027 (0,1856)	*** (0,1853)
Gênero/faixa etária do chefe					
Mulher [19,28]	-0,0852 (0,0652)	-0,0126 (0,0096)	-0,1727 (0,1329)	0,1098 (0,1117)	0,1087 (0,1117)
Homem [29,38]	0,1952*** (0,0453)	0,0317*** (0,0072)	0,3734*** (0,0885)	0,2494*** (0,072)	0,2518*** (0,0716)
Mulher [29,38]	0,0968* (0,0516)	0,0152* (0,0081)	0,1889* (0,1011)	0,2151*** (0,0777)	0,2163*** (0,0776)
Homem [39,48]	0,1614*** (0,0467)	0,0259*** (0,0073)	0,3109*** (0,0914)	0,4308*** (0,0733)	0,4327*** (0,0731)
Mulher [39,48]	0,2049*** (0,0508)	0,0334*** (0,0081)	0,3911*** (0,0982)	0,3196*** (0,0762)	0,3221*** (0,0758)
Homem [49,58]	0,2390*** (0,0475)	0,0393*** (0,0076)	0,4530*** (0,0922)	0,6266*** (0,075)	0,6295*** (0,0746)
Mulher [49,58]	0,2523*** (0,0511)	0,0417*** (0,0083)	0,4769*** (0,0983)	0,5178*** (0,0781)	0,5209*** (0,0777)

(Continua)

(Continuação)	Π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(GI=1)/E(GI=1)$
Homem >58	0,3250*** (0,0484)	0,0549*** (0,0078)	0,6050*** (0,0932)	0,8635*** (0,0761)	0,8673*** (0,0752)
Mulher >58	0,4580*** (0,0514)	0,0804*** (0,0087)	0,8289*** (0,0967)	0,7271*** (0,0807)	0,7324*** (0,0791)
Escolaridade do chefe					
Fundamental incompleto	0,3836*** (0,0423)	0,0517*** (0,005)	0,8194*** (0,0961)	0,3003*** (0,0988)	0,3059*** (0,0985)
Fundamental completo	0,5849*** (0,05)	0,0864*** (0,007)	1,2006*** (0,1079)	0,4997*** (0,1065)	0,5081*** (0,1056)
Médio incompleto	0,6553*** (0,0559)	0,0997*** (0,0086)	1,3263*** (0,1161)	0,5981*** (0,1132)	0,6074*** (0,1124)
Médio completo	0,9514*** (0,0456)	0,1629*** (0,0064)	1,8118*** (0,1)	0,5818*** (0,1025)	0,5948*** (0,0993)
Superior incompleto	1,1612*** (0,0593)	0,2140*** (0,0117)	2,1156*** (0,1124)	0,6435*** (0,1137)	0,6588*** (0,1096)
Superior completo	1,4009*** (0,0507)	0,2777*** (0,0095)	2,4234*** (0,1027)	0,8365*** (0,1073)	0,8543*** (0,1012)
Ocupação do chefe					
Fora da força de trabalho	-0,1121*** (0,0323)	-0,0214*** (0,0063)	-0,1904*** (0,0543)	0,2231*** (0,0398)	0,2218*** (0,0396)
Empregado doméstico	-0,5223*** (0,0571)	-0,0883*** (0,0089)	-0,9721*** (0,1138)	-0,098 (0,1087)	-0,1044 (0,1068)
Empregado com carteira	0,0570* (0,0311)	0,0114* (0,0062)	0,0932* (0,0511)	-0,2048*** (0,0366)	-0,2042*** (0,0366)
Empregado sem carteira	-0,4015*** (0,0425)	-0,0705*** (0,0073)	-0,7278*** (0,0792)	0,1297** (0,0601)	0,1249** (0,0594)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)	Π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(GI=1)/E(GI=1)$
Empregador	-0,1165** (0,0471)	-0,0223** (0,0089)	-0,1982** (0,0812)	0,3806*** (0,0489)	0,3792*** (0,0488)
Conta própria	-0,3755*** (0,0317)	-0,0665*** (0,0059)	-0,6769*** (0,0562)	0,1712*** (0,0416)	0,1667*** (0,0403)
Não remunerado	-0,2802** (0,113)	-0,0510*** (0,0191)	-0,4945** (0,2106)	0,0301 (0,2018)	0,0268 (0,2014)
Região					
Norte	-0,9586*** (0,046)	-0,1486*** (0,0059)	-1,8709*** (0,1039)	-0,5484*** (0,0643)	-0,5606*** (0,0581)
Nordeste	-0,2897*** (0,0259)	-0,0552*** (0,005)	-0,4878*** (0,0435)	0,0304 (0,0369)	0,0271 (0,0363)
Sul	-0,1442*** (0,0343)	-0,0286*** (0,0067)	-0,2347*** (0,0569)	-0,4990*** (0,0374)	-0,5006*** (0,0373)
Centro-Oeste	-0,2629*** (0,0345)	-0,0505*** (0,0064)	-0,4400*** (0,0597)	-0,055 (0,0438)	-0,058 (0,0431)
Extrato geográfico					
RM fora Capital	-0,1298*** (0,0304)	-0,0275*** (0,0064)	-0,2033*** (0,048)	-0,1204*** (0,0386)	-0,1218*** (0,0385)
Área urbana fora RM	-0,3977*** (0,0258)	-0,0785*** (0,0053)	-0,6637*** (0,043)	-0,2589*** (0,0328)	-0,2635*** (0,0313)
Área rural	-0,7073*** (0,0386)	-0,1276*** (0,0065)	-1,2665*** (0,0747)	-0,4121*** (0,0642)	-0,4206*** (0,0619)
Chefe com cônjuge = sim	0,4959*** (0,0201)	0,0844*** (0,0032)	0,9220*** (0,0401)	-0,1756*** (0,0326)	-0,1697*** (0,03)

(Continua)

(Continuação)

	Π	$\Delta Pr(i=1)$	$\Delta Pr(i=1)/Pr(i=1)$	β	$\Delta E(GI=1)/E(GI=1)$
Número de filhos por género e faixa etária					
Número de outros membros	0,1666*** (0,0107)	0,0294*** (0,0019)	0,3009*** (0,0199)	-0,2333*** (0,016)	-0,2314*** (0,0152)
Homem <19	0,1063*** (0,0147)	0,0187*** (0,0026)	0,1920*** (0,0269)	-0,1482*** (0,0223)	-0,1470*** (0,0221)
Mulher <19	0,1072*** (0,0154)	0,0189*** (0,0027)	0,1936*** (0,0282)	-0,1397*** (0,0241)	-0,1384*** (0,0239)
Homem [19,28]	0,1187*** (0,0211)	0,0209*** (0,0037)	0,2143*** (0,0383)	-0,2850*** (0,0315)	-0,2837*** (0,0312)
# Mulher [19,28]	0,2290*** (0,0243)	0,0404*** (0,0043)	0,4136*** (0,0444)	-0,2749*** (0,0338)	-0,2722*** (0,0333)
# Homem [29,38]	0,1734*** (0,033)	0,0306*** (0,0058)	0,3132*** (0,0597)	-0,3402*** (0,0463)	-0,3382*** (0,046)
# Mulher [29,38]	0,4036*** (0,0377)	0,0712*** (0,0066)	0,7290*** (0,0689)	-0,2415*** (0,0462)	-0,2368*** (0,0454)
# Homem [39,48]	0,2007*** (0,0515)	0,0354*** (0,0091)	0,3624*** (0,093)	-0,4326*** (0,072)	-0,4302*** (0,0719)
# Mulher [39,48]	0,4634*** (0,0539)	0,0817*** (0,0095)	0,8369*** (0,0976)	0,0022 (0,0706)	0,0076 (0,0689)
# Homem [49,58]	0,4120*** (0,0809)	0,0726*** (0,0143)	0,7442*** (0,1465)	-0,0934 (0,1183)	-0,0887 (0,118)
# Mulher [49,58]	0,5531*** (0,0768)	0,0975*** (0,0135)	0,9989*** (0,1393)	0,2086** (0,0841)	0,2150** (0,0836)
# Homem >58	0,2108 (0,1567)	0,0372 (0,0276)	0,3807 (0,2831)	-0,1433 (0,2099)	-0,1408 (0,2098)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)	π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(GI=1)/E(GI=1)$
# Mulher >58	0,4572*** (0,1465)	0,0806*** (0,0258)	0,8258*** (0,2647)	-0,0468 (0,1871)	-0,0416 (0,1869)
Renda familiar per capita (ln)	0,7195*** (0,0245)	0,1314*** (0,003)	1,2581*** (0,0642)	0,4790*** (0,0416)	0,5324*** (0,0209)
Avaliação da qualidade dos serviços de saúde					
Satisfatória	0,1830*** (0,0227)	0,0308*** (0,0038)	0,3432*** (0,0431)	0,0328 (0,0365)	0,035 (0,036)
Ruim	0,3057*** (0,0216)	0,0534*** (0,0037)	0,5586*** (0,0407)	0,1136*** (0,0355)	0,1172*** (0,0343)
Membro em dieta médica = sim	0,0668** (0,0266)	0,0120** (0,0048)	0,1192** (0,0469)	-	-

Fonte: POF 2017-2018.

Elaboração do autor.

Obs.: Significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

TABELA 9
Modelo de seleção amostral para o gasto das famílias com plano de saúde

	Π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(G I=1)/E(G I=1)$
Cor do chefe					
Negro	-0,0812*** (0,0277)	-0,0145*** (0,0049)	-0,1453*** (0,05)	-0,2328*** (0,0419)	-0,2340*** (0,0418)
Amarelo	0,2450** (0,1119)	0,0479** (0,0232)	0,4077** (0,1762)	0,0118 (0,1118)	0,0154 (0,1119)
Pardo	-0,0882*** (0,0189)	-0,0158*** (0,0034)	-0,1582*** (0,0338)	-0,1305*** (0,0271)	-0,1319*** (0,027)
Indígena	-0,2502** (0,1229)	-0,0426** (0,0194)	-0,4644* (0,24)	-0,0536 (0,1829)	-0,0576 (0,1825)
Gênero/Faixa etária do chefe					
Mulher [19,28]	-0,1022 (0,0649)	-0,0148 (0,0093)	-0,2098 (0,1341)	0,1106 (0,1118)	0,1088 (0,1118)
Homem [29,38]	0,1766*** (0,0452)	0,0281*** (0,007)	0,3427*** (0,0894)	0,2515*** (0,0717)	0,2544*** (0,0713)
Mulher [29,38]	0,0613 (0,0513)	0,0094 (0,0078)	0,1217 (0,1022)	0,2152*** (0,0771)	0,2162*** (0,077)
Homem [39,48]	0,1486*** (0,0465)	0,0234*** (0,0072)	0,2899*** (0,0921)	0,4091*** (0,0729)	0,4116*** (0,0728)
Mulher [39,48]	0,1960*** (0,0506)	0,0313*** (0,008)	0,3789*** (0,099)	0,2799*** (0,0757)	0,2831*** (0,0754)
Homem [49,58]	0,2718*** (0,0469)	0,0445*** (0,0074)	0,5171*** (0,0917)	0,5372*** (0,0738)	0,5416*** (0,0734)
Mulher [49,58]	0,3087*** (0,0506)	0,0511*** (0,0082)	0,5829*** (0,0977)	0,4152*** (0,077)	0,4202*** (0,0764)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)	Π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(G I=1)/E(G I=1)$
Homem >58	0,4115*** (0,0479)	0,0702*** (0,0077)	0,7603*** (0,0925)	0,7918*** (0,0756)	0,7983*** (0,0743)
Mulher >58	0,5661*** (0,051)	0,1010*** (0,0086)	1,0120*** (0,0958)	0,6789*** (0,0806)	0,6877*** (0,0785)
Escolaridade do chefe					
Fundamental incompleto	0,3581*** (0,0416)	0,0492*** (0,0051)	0,7586*** (0,0933)	0,2885*** (0,0993)	0,2955*** (0,099)
Fundamental completo	0,5541*** (0,0493)	0,0832*** (0,0071)	1,1291*** (0,1052)	0,4805*** (0,107)	0,4910*** (0,1061)
Médio incompleto	0,6161*** (0,0552)	0,0949*** (0,0086)	1,2397*** (0,1135)	0,5778*** (0,1135)	0,5894*** (0,1127)
Médio completo	0,9158*** (0,0447)	0,1588*** (0,0064)	1,7322*** (0,097)	0,5506*** (0,1031)	0,5672*** (0,0997)
Superior incompleto	1,1218*** (0,0588)	0,2090*** (0,0118)	2,0310*** (0,11)	0,6017*** (0,1142)	0,6215*** (0,11)
Superior completo	1,3561*** (0,05)	0,2712*** (0,0095)	2,3334*** (0,0999)	0,8026*** (0,1078)	0,8257*** (0,1016)
Ocupação do chefe					
Fora da força de trabalho	-0,1040*** (0,0322)	-0,0200*** (0,0063)	-0,1761*** (0,054)	0,2302*** (0,0398)	0,2286*** (0,0396)
Empregado doméstico	-0,5240*** (0,0569)	-0,0887*** (0,0089)	-0,9742*** (0,1133)	-0,1241 (0,109)	-0,1327 (0,1069)
Empregado com carteira	0,0581* (0,0311)	0,0117* (0,0062)	0,0948* (0,051)	-0,2054*** (0,0365)	-0,2046*** (0,0365)
Empregado sem carteira	-0,4015*** (0,0426)	-0,0707*** (0,0074)	-0,7268*** (0,0794)	0,1220** (0,0605)	0,1156* (0,0596)

(Continua)

(Continuação)	Π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(GI=1)/E(GI=1)$
Empregador	-0,1202** (0,047)	-0,0230*** (0,0089)	-0,2042** (0,081)	0,3909*** (0,0491)	0,3891*** (0,049)
Conta própria	-0,3781*** (0,0317)	-0,0670*** (0,0059)	-0,6810*** (0,056)	0,1587*** (0,0417)	0,1527*** (0,0402)
Não remunerado	-0,2760** (0,1143)	-0,0505*** (0,0194)	-0,4859** (0,2123)	0,0737 (0,2053)	0,0694 (0,2049)
Região					
Norte	-0,9531*** (0,0458)	-0,1483*** (0,0059)	-1,8563*** (0,1032)	-0,5341*** (0,0649)	-0,5503*** (0,0588)
Nordeste	-0,2807*** (0,0259)	-0,0538*** (0,005)	-0,4712*** (0,0434)	0,0322 (0,0369)	0,0279 (0,0363)
Sul	-0,1501*** (0,0342)	-0,0299*** (0,0067)	-0,2444*** (0,0568)	-0,4923*** (0,0376)	-0,4946*** (0,0374)
Centro-Oeste	-0,2632*** (0,0346)	-0,0507*** (0,0064)	-0,4400*** (0,0597)	-0,0451 (0,0439)	-0,0491 (0,0433)
Extrato geográfico					
RM fora Capital	-0,1307*** (0,0305)	-0,0279*** (0,0065)	-0,2037*** (0,0479)	-0,1201*** (0,0386)	-0,1220*** (0,0385)
Área urbana fora RM	-0,4024*** (0,0258)	-0,0800*** (0,0053)	-0,6685*** (0,0429)	-0,2555*** (0,033)	-0,2617*** (0,0315)
Área rural	-0,7232*** (0,0385)	-0,1309*** (0,0066)	-1,2931*** (0,0747)	-0,4085*** (0,0647)	-0,4202*** (0,062)
Chefe com cônjuge = sim	0,4948*** (0,0202)	0,0845*** (0,0033)	0,9179*** (0,0401)	-0,1669*** (0,0328)	-0,1590*** (0,0301)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)	Π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(GI=1)/E(GI=1)$
Número de filhos	0,1634*** (0,0089)	0,0289*** (0,0015)	0,2944*** (0,0168)	-0,1915*** (0,0149)	-0,1890*** (0,0141)
Número de outros membros por gênero e faixa etária					
Homem <19	0,1422*** (0,0265)	0,0252*** (0,0047)	0,2562*** (0,048)	-0,2149*** (0,0437)	-0,2127*** (0,0436)
Mulher <19	0,1309*** (0,0269)	0,0232*** (0,0048)	0,2358*** (0,0486)	-0,3266*** (0,0474)	-0,3246*** (0,0471)
Homem [19,28]	0,2236*** (0,0407)	0,0396*** (0,0072)	0,4030*** (0,0734)	-0,3018*** (0,0608)	-0,2983*** (0,0606)
Mulher [19,28]	0,1977*** (0,0471)	0,0350*** (0,0083)	0,3563*** (0,085)	-0,2071*** (0,0661)	-0,2040*** (0,0656)
Homem [29,38]	0,2638*** (0,0586)	0,0467*** (0,0104)	0,4753*** (0,1058)	-0,2756*** (0,0806)	-0,2715*** (0,0803)
Mulher [29,38]	0,2930*** (0,0693)	0,0519*** (0,0122)	0,5279*** (0,1251)	-0,2312*** (0,0867)	-0,2267*** (0,0866)
Homem [39,48]	0,1142 (0,079)	0,0202 (0,014)	0,2057 (0,1425)	-0,2320** (0,1085)	-0,2302** (0,1086)
Mulher [39,48]	0,4664*** (0,078)	0,0826*** (0,0138)	0,8405*** (0,1411)	-0,2358** (0,1008)	-0,2285** (0,0999)
Homem [49,58]	0,1717** (0,0687)	0,0304** (0,0122)	0,3095** (0,1239)	-0,2492** (0,1005)	-0,2465** (0,1004)
Mulher [49,58]	0,1874*** (0,0675)	0,0332*** (0,012)	0,3376*** (0,1218)	-0,3490*** (0,1013)	-0,3461*** (0,101)

(Continua)

(Continuação)	Π	$\Delta Pr(I=1)$	$\Delta Pr(I=1)/Pr(I=1)$	β	$\Delta E(G I=1)/E(G I=1)$
Homem >58	0,1897*** (0,059)	0,0336*** (0,0104)	0,3419*** (0,1063)	-0,2291*** (0,0793)	-0,2261*** (0,0792)
Mulher 58	0,3371*** (0,038)	0,0597*** (0,0067)	0,6074*** (0,0687)	-0,0555 (0,0483)	-0,0503 (0,0467)
Renda familiar <i>per capita</i> (<i>ln</i>)	0,7307*** (0,0246)	0,1335*** (0,003)	1,2781*** (0,0646)	0,4646*** (0,0419)	0,5278*** (0,0208)
Avaliação da qualidade dos serviços de saúde					
Satisfatória	0,1873*** (0,0227)	0,0316*** (0,0038)	0,3505*** (0,0429)	0,0375 (0,0367)	0,0405 (0,0362)
Ruim	0,3087*** (0,0215)	0,0541*** (0,0037)	0,5631*** (0,0406)	0,1208*** (0,0358)	0,1258*** (0,0345)
Membro em dieta médica = sim	0,0649** (0,0266)	0,0117** (0,0049)	0,1156** (0,0468)	-	-

Fonte: POF 2017-2018.

Elaboração do autor.

Obs.: Significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

REFERÊNCIAS

- JAYARAMAN, K.; ALESA, N.; AZEEMA, N. Factors influencing the purchase of health insurance policy – an empirical study in Malaysia. **International Journal of Economic Research**, v.14, n. 16, p.1-13, 2017.
- ALVES, S. L. Estimando seleção adversa em planos de saúde. **Economia**, v. 5, n. 3, p. 253-283, 2004.
- ALVES, S. L. Saúde suplementar: evidências de seleção adversa após a regulação. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35, 2007, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Anpec, 2007.
- ANDRADE, M. V.; MAIA, A. C. Demanda por planos de saúde no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34, 2006, **Anais...** Salvador, Bahia: Anpec, 2006.
- ANS – AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR. **Painel de precificação**: planos de saúde 2018. Rio de Janeiro: ANS, 2019.
- BALQIS-ALI, N. Z. *et al.* Private health insurance in Malaysia: who is left behind. **Asia Pacific Journal of Public Health**, v. 33, n. 8, 2021.
- BRASIL. Lei nº 9.656, de 3 de junho de 1998. Dispõe sobre os planos e seguros privados de assistência à saúde. **Diário Oficial**, Brasília, p. 1, 4 jun.1998.
- BUCHMUELLER, T. C. *et al.* Advantageous selection in private health insurance: the case of Australia. **CHERE Working Paper**, v. 2. 2008.
- BUNDORF, M. K.; HERRING, B.; PAULY, M. V. Health risk, income, and employment-based health insurance. **NBER Working Papers**, WP 11677, Oct. 2005.
- CHIAPPORI, P-A. Econometric models of insurance under asymmetric information. *In*: DIONNE, Georges (Ed.) **Handbok of Insurance**. Dordrecht: Kluwer Academic, 2000, p. 365-391.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, 1979.
- LIU, T-C.; CHEN, C-S. An analysis of private health insurance purchasing decisions with national health insurance in Taiwan. **Social Science & Medicine**, v. 55, n. 5, 2002.
- LÓPEZ-VALCÁRCEL, B. G.; PINILLA, J. Income and wealth as determinants of voluntary private health insurance: empirical evidence in Spain, 2008-2014. **BMC Public Health**, v. 20, n. 1, 2020.

MEDARD, T.; YAWE, B. L.; BOSCO, O. J. Determinants of demand for private health insurance in Uganda. **African Journal of Economics Review**, v. 10, n. 3, June 2022.

MHLANGA, D.; DUNGA, S. H. Determinants of demand for health insurance in South Africa. **International Journal of Social Sciences and Humanity Studies**, v. 12, n. 2, 2020.

NUNES, A.; SOARES, F. A. R.; BASÍLIO, F. A. C. A regulação do mercado de saúde e os efeitos sobre a seleção adversa. **Revista de Economia**, v. 40, n. 2, p. 23-38, mai./ago. 2014.

OCKÉ-REIS, C. O.; ANDREAZZI, M. F. S.; SILVEIRA, F. G. O mercado de planos de saúde no Brasil: uma criação do Estado? **Revista de Economia Contemporânea**, v. 10, n. 1, p.157-185, jan./abr. 2006.

OLIVELLA, P.; VERA-HERNÁNDEZ, M. Testing for adverse selection into private medical insurance. **IFS Working Papers**, n. 6, 2006.

OSEI-AKOYO, I. Demand for voluntary health insurance by the poor in developing countries: evidence from rural Ghana. *In: ANNUAL MEETINGS OF THE CANADIAN ECONOMICS ASSOCIATION*, 37, 2003, Ottawa, Canada. **Anais...** Ottawa: CEA, 2003.

ROTHSCHILD, M.; STIGLITZ, J. Equilibrium in competitive insurance markets: an essay on the economics of imperfect information. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 90, n. 4, p. 629-649, Nov. 1976.

SÁ, M. C. Risco moral e seleção adversa de beneficiários no mercado de saúde suplementar. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO*, 32, 2012, Bento Gonçalves, Rio Grande do Sul. **Anais...** Bento Gonçalves: Abepro, 2012.

TIEN, J. J.; TIAN, W-H. Who purchases private health insurance under Taiwan's national health insurance programs: na empirical study from latest class analysis, **International Journal of Information and Management Sciences**, v. 32, n. 3, p. 195-208, Sept. 2021.

YADAV, C. S.; SUDHAKAR, A. Personal factors influencing purchasing decision making: a study of health insurance sector in India. **Bimaquest**, v.17, n. 1-A, p. 48-59, May 2017.

YING, X-H. *et al.* Demand for private health insurance in Chinese urban areas. **Health Economics**, v. 16, n. 10, p. 1041-1050, Oct. 2007.

WAN, G. *et al.* What are the determinants of the decision to purchase private health insurance in China. **International Journal of Environmental Research and Public Health**, v. 17, n. 15, 2020.

APÊNDICE

INFLUÊNCIA DA COMPOSIÇÃO DA FAMÍLIA SOBRE O GASTO

Como observado na seção 3, o foco na família como unidade de observação abre a possibilidade de investigar como sua composição influencia as decisões relativas à contratação de planos de saúde. Nesse sentido, este apêndice descreve a relação empírica entre o gasto da família com planos de saúde e a composição dos membros da família por gênero, idade, condição na família (relação de parentesco com o chefe) e escolaridade. Para tanto, a discussão adiante busca compreender os canais por meios dos quais se processa esta relação.

Repartindo os membros da família em J categorias distintas, a razão $\frac{\#p}{\#n}$ na equação (1), da subseção 4.3, pode ser decomposta como

$$\frac{\#p}{\#n} = \frac{\sum_{j=1}^J \#p_j}{\#n} = \sum_{j=1}^J \frac{\#n_j}{\#n} \frac{\#p_j}{\#n_j} \quad (\text{A.1})$$

Em que $\#n_j$ e $\#p_j$ são, respectivamente, o número de membros da categoria j e o número de beneficiários dessa categoria. Por sua vez, a razão $\frac{G}{\#p}$ nessa mesma equação pode ser decomposta como

$$\frac{G}{\#p} = \frac{\sum_{j=1}^J G_j}{\#p} = \sum_{j=1}^J \frac{\#p_j}{\#p} \frac{G_j}{\#p_j} \quad (\text{A.2})$$

Em que G_j é a soma das mensalidades dos planos usufruídos pelos beneficiários da categoria j .^{52,53}

As J categorias citadas resultam da partição dos membros da família entre as J categorias de uma potencial variável explicativa (ou entre as J categorias resultantes da interação entre um número qualquer de potenciais variáveis explicativas). Por exemplo, a interação entre as características gênero (duas categorias: homem e mulher) e condição na família (quatro categorias: chefe, cônjuge, filhos e outros) resulta em uma partição de oito categorias.

52. No caso dos beneficiários dependentes de planos familiares e coletivos, sua participação nessa soma corresponde apenas à parcela da mensalidade total decorrente de sua inclusão no plano.

53. Como foi ressaltado, devido à transferência interna de recursos, G_j não é necessariamente igual ao gasto total desses membros com planos de saúde.

Na equação (A.1), dado que a razão $\frac{\#n_j}{\#n}$ é a proporção da categoria j entre todos os membros da família, o conjunto das razões $\frac{\#n_j}{\#n}$ ($j=1, 2, \dots, J$) equivale à composição (distribuição) de todos os membros da família entre as J categorias. Por sua vez, dado que a razão $\frac{\#p_j}{\#n_j}$ é a proporção de beneficiários entre os membros da categoria j , essa razão determina a distribuição dos membros dessa categoria entre aqueles que são e não são beneficiários. Como $\#n = \sum_{j=1}^J \#n_j$, a razão $\frac{\#p}{\#n}$ é então a média ponderada da razão $\frac{\#p_j}{\#n_j}$ entre todas as categorias, em que o fator de ponderação da categoria j é dado pela razão $\frac{\#n_j}{\#n}$. Dessa forma, uma recomposição dos membros da família em favor das categorias com maior proporção de beneficiários – ou seja, com maior razão $\frac{\#p_j}{\#n_j}$ – impacta positivamente sobre a proporção $\frac{\#p}{\#n}$ de beneficiários entre todos os membros da família. E esse impacto é tanto maior quanto mais a razão $\frac{\#p_j}{\#n_j}$ difere entre as categorias. A equação (A.1) também mostra que o efeito de uma variável explicativa sobre a razão $\frac{\#p}{\#n}$ é tanto maior quanto mais esse efeito recai sobre a razão $\frac{\#p_j}{\#n_j}$ das categorias com maior $\frac{\#n_j}{\#n}$.

Na equação (A.2), dado que a razão $\frac{\#p_j}{\#p}$ é a proporção da categoria j entre os membros beneficiários da família, o conjunto das razões $\frac{\#p_j}{\#p}$ ($j = 1, 2, \dots, J$) equivale à composição (distribuição) dos membros beneficiários entre as J categorias. Por sua vez, a razão $\frac{G_j}{\#p_j}$ é o gasto por beneficiário entre os membros da categoria j , ou seja, a mensalidade média dos planos usufruídos pelos beneficiários da categoria j . Como $\#p = \sum_{j=1}^J \#p_j$, a razão $\frac{G}{\#p}$ é a média ponderada da razão $\frac{G_j}{\#p_j}$ entre todas as categorias em que o fator de ponderação da categoria j é dado pela razão $\frac{\#p_j}{\#p}$. Dessa forma, uma recomposição dos membros beneficiários da família em favor das categorias de maior mensalidade por beneficiário – ou seja, com maior razão $\frac{G_j}{\#p_j}$ – impacta positivamente sobre o gasto por beneficiário $\frac{G}{\#p}$ da família. E esse impacto é tanto maior quanto mais aquelas razões diferem entre as categorias. A equação (A.2) também mostra que o efeito de uma variável explicativa sobre a razão $\frac{G}{\#p}$ é tanto maior quanto mais esse efeito recai sobre a razão $\frac{G_j}{\#p_j}$ das categorias com maior $\frac{\#p_j}{\#p}$.

Essa discussão ajuda a compreender o efeito de uma mudança na composição das famílias – segundo as categorias de uma variável explicativa qualquer – sobre o gasto familiar *per capita* $\frac{G}{\#n}$ na equação (1) da subseção 4.3, cuja média entre as

TEXTO para DISCUSSÃO

famílias tipo PD (com plano e com gasto) é de R\$165,4 (5,1% da renda *per capita*) para o Brasil conforme a tabela 5. Mais precisamente, a equação (A1) mostra como a composição da família influencia a proporção de membros beneficiários da família $\frac{\#p}{\#n}$, cuja média entre as famílias tipo PD é de 83% para o Brasil, conforme a tabela 4, enquanto a equação (A.2) mostra como a composição da família, entre os membros beneficiários, influencia o gasto (mensalidade) por beneficiário $\frac{G}{\#p}$, cuja média entre as famílias tipo PD é de R\$191 (6,8% da renda *per capita*) conforme a tabela 5.

As médias das razões no lado direito das equações (A.1) e (A.2) são calculadas nas tabelas A.1 e A.2 para composições da família segundo as variáveis explicativas selecionadas. As estatísticas estão separadas por tipo de família.⁵⁴ A tabela A.1 apresenta as razões que somam 100% para as categorias de uma mesma variável. Somente a título de ilustração, essa tabela acrescenta nas quatro últimas colunas a distribuição média do gasto total das famílias entre as categorias.

Como definido anteriormente, a variável G_j na equação (A.2), é a soma das mensalidades dos planos usufruídos pelos membros beneficiários da categoria j . Essa não é uma variável diretamente observada na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), uma vez que o gasto com plano de saúde reportado por um indivíduo pode diferir da mensalidade de seu próprio plano, caso possua algum. De fato, em decorrência da transferência interna de recursos na unidade familiar, o plano de um membro pode ser total ou parcialmente custeado por outro membro. Consequentemente, o trabalho usa como aproximação para G_j o gasto total dos membros beneficiários da categoria j , de forma que os resultados que envolvam estatísticas referentes à razão $\frac{G_j}{\#p_j}$ precisam ser interpretados com cautela.⁵⁵

Segue adiante a descrição das estatísticas nas tabelas A.1 e A.2 para as famílias tipo PD (com plano e com gasto) e tipo NPND, as quais compõem o conjunto de interesse do trabalho, conforme explicado antes.⁵⁶ Entre as famílias tipo NPND, é possível calcular apenas a média da razão $\frac{\#n_j}{\#n}$, cuja comparação com aquela do tipo PD

54. As estatísticas de gasto não existem em relação aos tipos PND (famílias com plano e sem gasto) e NPND (famílias sem plano e sem gasto).

55. No entanto, o gasto total da família com planos de saúde (efetuado pelos membros compradores) é contabilmente idêntico ao pagamento total de mensalidades (dos planos usufruídos pelos membros beneficiários), de forma que esta segunda variável é observada.

56. A título de completeza, também são apresentados na tabela os resultados para as famílias tipo NPD (sem plano e com gasto) e PND.

fornece informação sobre o efeito da composição da família, segundo uma dada característica, sobre a probabilidade de gasto positivo.

Em relação à composição por gênero, a tabela A.1 mostra que, nas famílias tipo PD, a proporção de mulheres é, em média, 8,8 p.p. maior em relação aos homens, entre todos os membros da família (na coluna da razão $\frac{\#n_j}{\#n}$), bem como 12,4 p.p. maior em relação aos homens, entre os membros beneficiários da família (na coluna da razão $\frac{\#p_j}{\#p}$). Logo, o efeito de uma variável explicativa qualquer sobre o gasto familiar *per capita* $\frac{G}{\#n}$ é tanto maior quando mais recai sobre as mulheres, ou melhor, sobre as razões $\frac{\#p_j}{\#n_j}$ e $\frac{G_j}{\#p_j}$ relativas às mulheres nas equações (A.1) e (A.2), respectivamente. Por sua vez, a tabela B.2 mostra que, em média, a proporção de membros beneficiários $\frac{\#p_j}{\#n_j}$ é 5 p.p. maior entre as mulheres, de forma que, pela equação (A.1), um aumento na proporção de mulheres na família impacta positivamente sobre a proporção de beneficiários na família $\frac{\#p}{\#n}$. Também na tabela A.2, a mensalidade por beneficiário $\frac{G_j}{\#p_j}$ é, em média, relativamente maior entre as mulheres, de forma que, pela equação (B.2), uma recomposição dos membros beneficiários em favor das mulheres aumenta o gasto (mensalidade) por beneficiário na família $\frac{G}{\#p}$. A tabela A.1 também mostra que a proporção de mulheres entre todos os membros da família é, em média, apenas 2,3 p.p. maior nas famílias tipo NPND, enquanto nas famílias tipo PD a diferença é de 8,8 p.p. A maior participação relativa de mulheres nas famílias tipo PD é indicativo de uma influência positiva sobre a probabilidade de gasto positivo.

Em relação à composição por faixa etária, a tabela A.1 mostra que, nas famílias tipo PD, a proporção média das faixas no total de membros da família $\frac{\#n_j}{\#n}$, bem como no total de membros beneficiários $\frac{\#p_j}{\#p}$, oscila praticamente em torno de um mesmo patamar, sendo maior nas faixas extremas apenas porque estas abrangem um intervalo maior. Logo, no que tange às famílias tipo PD, o efeito de uma variável explicativa qualquer sobre o gasto familiar *per capita* independe da faixa sobre a qual recai. Por sua vez, a tabela A.2 mostra que a proporção de beneficiários $\frac{\#p_j}{\#n_j}$ e a mensalidade por beneficiário $\frac{G_j}{\#p_j}$, ambos entre os membros de uma mesma faixa etária, tendem, em média, a crescer com a faixa etária, de forma que uma recomposição dos membros em favor das faixas mais elevadas tende a aumentar a proporção de beneficiários na família $\frac{\#p}{\#n}$ e o gasto (mensalidade) por beneficiário na família $\frac{G}{\#p}$ – e, portanto, o

TEXTO para DISCUSSÃO

gasto familiar *per capita* $\frac{G}{\#n}$. A tabela A.1 também mostra que a participação relativa das faixas etárias mais elevadas é levemente superior nas famílias tipo PD em relação às famílias tipo NPND. Apenas as duas faixas mais jovens têm menor participação relativa nas famílias tipo PD. Isso é indicativo de um efeito positivo da idade média da família sobre a probabilidade de gasto positivo.

Em relação à composição por condição na família (relação de parentesco com o chefe da família), a tabela A.1 mostra que, nas famílias tipo PD, a participação média do chefe é, em média, maior entre todos os membros da família (na coluna da razão $\frac{\#n_j}{\#n}$), bem como entre os membros beneficiários da família (na coluna da razão $\frac{\#p_j}{\#p}$). Isso ocorre porque o chefe, além de presente em todas as famílias, é o único membro em 56% das famílias, quando então sua participação é de 100%. Por sua vez, a participação média do cônjuge é apenas um pouco menor que a dos filhos entre todos os membros da família, bem como entre todos os membros beneficiários (em torno de 2 p.p. e 3 p.p.). Já a participação dos outros membros cai bastante, em torno de 18 p.p. a 19 p.p. em média. Portanto, o efeito de uma variável explicativa qualquer sobre o gasto familiar *per capita* $\frac{G}{\#n}$ é maior quando recai principalmente sobre o chefe e, em seguida, sobre os filhos e o cônjuge.

A tabela A.2 mostra que a proporção de membros beneficiários $\frac{\#p_j}{\#n_j}$ e a mensalidade por beneficiário $\frac{G_j}{\#p_j}$, entre os membros de uma mesma condição na família, é maior para o chefe, seguido pelo cônjuge, de forma que uma maior participação relativa do chefe e de seu cônjuge na família aumenta a proporção de membros beneficiários na família $\frac{\#p}{\#n}$ e o gasto (mensalidade) por beneficiário na família $\frac{G}{\#p}$ e, portanto, o gasto familiar *per capita* $\frac{G}{\#n}$. A tabela A.1 também mostra uma razoável semelhança na composição média das famílias tipo PD e NPND. A única diferença relevante é a menor diferença entre as participações médias do cônjuge e dos filhos nas famílias tipo PD. Isso é indicativo de que a presença de um cônjuge impacta mais sobre a probabilidade de gasto positivo que a presença de filhos.

Em relação à composição por escolaridade, a tabela A.1 mostra que, nas famílias tipo PD, é maior a participação média dos membros mais escolarizados (com níveis médio ou superior completo) entre todos os membros da família, bem como entre os membros beneficiários da família, de forma que o efeito de uma variável explicativa qualquer sobre o gasto familiar *per capita* $\frac{G}{\#n}$ é tanto maior quanto mais recai sobre aqueles membros.

Por sua vez, a tabela A.2 mostra que a proporção de membros beneficiários $\frac{\#p_j}{\#n_j}$ e a mensalidade por beneficiário $\frac{G_j}{\#p_j}$ entre os membros de uma mesma categoria aumentam com o nível de escolaridade, de forma que uma recomposição dos membros da família em favor dos mais escolarizados aumenta a proporção de membros beneficiários na família $\frac{\#p}{\#n}$ e o gasto (mensalidade) por beneficiário na família $\frac{G}{\#p}$ e, portanto, o gasto familiar *per capita* $\frac{G}{\#n}$. A tabela A.1 também mostra uma menor participação dos membros mais escolarizados nas famílias tipo NPND em relação às famílias tipo PD. Isso é indicativo de que a presença de membros mais escolarizados impacta positivamente sobre a probabilidade de gasto positivo.

TABELA A.1

Estatísticas referentes ao efeito da composição da família sobre o gasto familiar *per capita* – médias das razões

	#nj/#n ¹				#pj/#p ²			
	PD	PND	NPD	NPND	PD	PND	NPD	NPND
Gênero								
Mulher	54,4	53,5	50,6	51,2	56,2	53,2	0,0	0,0
Homem	45,6	46,5	49,4	48,8	43,8	46,8	0,0	0,0
Relação de parentesco com o chefe (condição na família)								
Chefe	42,8	42,0	37,4	44,6	44,3	42,9	0,0	0,0
Cônjuge	23,7	21,0	22,4	19,9	23,1	19,8	0,0	0,0
Filhos	25,8	27,6	29,9	27,3	25,9	28,3	0,0	0,0
Outros	7,7	9,4	10,2	8,3	6,7	9,0	0,0	0,0
Idade								
0-18	16,2	20,2	19,7	21,6	16,8	20,6	0,0	0,0
19-23	5,3	7,5	6,9	7,1	5,2	7,7	0,0	0,0
24-28	6,8	8,2	7,3	6,6	6,7	8,4	0,0	0,0
29-33	7,9	8,7	7,5	6,8	7,9	8,9	0,0	0,0
34-38	8,4	8,6	8,7	7,1	8,3	8,7	0,0	0,0
39-43	7,2	6,7	6,2	6,7	7,0	6,8	0,0	0,0
44-48	7,0	6,4	7,9	6,9	6,9	6,2	0,0	0,0
49-53	7,8	6,5	7,7	7,4	7,6	6,1	0,0	0,0
54-58	7,6	6,9	7,5	7,1	7,7	6,4	0,0	0,0
59-64	25,6	20,5	20,5	22,7	26,0	20,3	0,0	0,0

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	#nj/#n ¹				#pj/#p ²			
	PD	PND	NPD	NPND	PD	PND	NPD	NPND
Escolaridade								
Sem instrução	6,7	9,3	9,6	14,0	7,2	10,1	0,0	0,0
Alfabetizado	0,1	0,3	0,6	0,5	0,1	0,2	0,0	0,0
Fundamental incompleto	20,5	27,4	31,3	43,3	20,1	25,5	0,0	0,0
Fundamental completo	9,9	12,4	15,0	15,4	9,1	11,4	0,0	0,0
Médio completo	32,0	32,6	31,5	22,3	31,7	33,2	0,0	0,0
Superior completo	30,7	18,2	11,9	4,5	31,8	19,6	0,0	0,0

Fonte: POF 2017-2018.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ #nj – número de membros da família na categoria j; #n – número total de membros da família.

² #pj – número de membros beneficiários da família na categoria j; #p – número total de membros beneficiários da família.

TABELA A.2

Estatísticas referentes ao efeito da composição da família sobre o gasto familiar per capita – médias das razões

	#pj/#nj ¹				Gj/#pj ² (\$)				Gj/#pj (% renda per capita)			
	PD	PND	NPD	NPND	PD	PND	NPD	NPND	PD	PND	NPD	NPND
Gênero												
Mulher	84,3	67,5	0,0	0,0	181,4	0,0	0,0	0,0	6,0	0,0	0,0	0,0
Homem	79,3	66,5	0,0	0,0	171,6	0,0	0,0	0,0	5,8	0,0	0,0	0,0
Relação de parentesco com o chefe (condição na família)												
Chefe	84,4	69,5	0,0	0,0	215,6	0,0	0,0	0,0	6,6	0,0	0,0	0,0
Cônjuge	82,2	65,8	0,0	0,0	177,7	0,0	0,0	0,0	5,8	0,0	0,0	0,0
Filhos	79,3	64,9	0,0	0,0	65,6	0,0	0,0	0,0	2,8	0,0	0,0	0,0
Outros	59,3	45,5	0,0	0,0	162,6	0,0	0,0	0,0	5,6	0,0	0,0	0,0
Idade												
0-18	82,8	65,6	0,0	0,0	50,7	0,0	0,0	0,0	2,4	0,0	0,0	0,0
19-23	70,4	55,8	0,0	0,0	61,6	0,0	0,0	0,0	3,0	0,0	0,0	0,0
24-28	71,2	58,8	0,0	0,0	74,6	0,0	0,0	0,0	3,0	0,0	0,0	0,0
29-33	77,2	61,6	0,0	0,0	85,1	0,0	0,0	0,0	3,6	0,0	0,0	0,0
34-38	77,3	64,8	0,0	0,0	99,2	0,0	0,0	0,0	4,0	0,0	0,0	0,0
39-43	78,9	65,9	0,0	0,0	117,9	0,0	0,0	0,0	4,8	0,0	0,0	0,0
44-48	79,3	63,2	0,0	0,0	144,7	0,0	0,0	0,0	5,8	0,0	0,0	0,0

(Continua)

(Continuação)

	#pj/#nj ¹				Gj/#pj ² (\$)				Gj/#pj (% renda per capita)			
	PD	PND	NPD	NPND	PD	PND	NPD	NPND	PD	PND	NPD	NPND
49-53	78,9	62,4	0,0	0,0	180,6	0,0	0,0	0,0	6,0	0,0	0,0	0,0
54-58	81,8	62,5	0,0	0,0	218,6	0,0	0,0	0,0	7,0	0,0	0,0	0,0
59-64	83,1	68,3	0,0	0,0	357,1	0,0	0,0	0,0	10,0	0,0	0,0	0,0
Escolaridade												
Sem instrução	80,1	64,3	0,0	0,0	66,2	0,0	0,0	0,0	3,4	0,0	0,0	0,0
Alfabetizado	57,2	59,3	0,0	0,0	76,5	0,0	0,0	0,0	3,0	0,0	0,0	0,0
Fundamental incompleto	77,7	60,5	0,0	0,0	117,3	0,0	0,0	0,0	5,6	0,0	0,0	0,0
Fundamental completo	71,7	55,4	0,0	0,0	141,8	0,0	0,0	0,0	5,5	0,0	0,0	0,0
Médio completo	77,7	64,5	0,0	0,0	143,3	0,0	0,0	0,0	5,7	0,0	0,0	0,0
Superior completo	90,3	81,8	0,0	0,0	236,1	0,0	0,0	0,0	5,8	0,0	0,0	0,0

Fonte: POF 2017-2018.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ #pj – número de membros beneficiários da família na categoria j; #nj – número de membros da família na categoria j.

² Gj – soma das mensalidades dos planos usufruídos pelos beneficiários da categoria j; #pj – número de membros beneficiários da família na categoria j.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Revisão

Bruna Oliveira Ranquine da Rocha

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Crislayne Andrade de Araújo

Elaine Oliveira Couto

Luciana Bastos Dias

Rebeca Raimundo Cardoso dos Santos

Vivian Barros Volotão Santos

Deborah Baldino Marte (estagiária)

Luíza Cardoso Mendes Velasco (estagiária)

Editoração

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Camila Guimarães Simas

Leonardo Simão Lago Alvite

Mayara Barros da Mota

Capa

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico

Aline Cristine Torres da Silva Martins

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro
por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria
ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO
E ORÇAMENTO

