

ASSOCIAÇÃO DA DEMANDA POR SERVIÇOS DE SAÚDE E  
MEDICAMENTOS COM ESTRUTURA DEMOGRÁFICA, RENDA E  
FRAGILIDADE DOS IDOSOS

Ricardo Montes de Moraes

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Engenharia Biomédica, COPPE, da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor em Engenharia Biomédica.

Orientadora: Rosimary Terezinha de Almeida

Rio de Janeiro  
Setembro de 2022

ASSOCIAÇÃO DA DEMANDA POR SERVIÇOS DE SAÚDE E MEDICAMENTOS  
COM ESTRUTURA DEMOGRÁFICA, RENDA E FRAGILIDADE DOS IDOSOS

Ricardo Montes de Moraes

TESE SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DO INSTITUTO ALBERTO LUIZ  
COIMBRA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA DE ENGENHARIA (COPPE) DA  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO COMO PARTE DOS  
REQUISITOS NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE DOUTOR EM  
CIÊNCIAS EM ENGENHARIA BIOMÉDICA.

Examinada por:

---

Prof. Rosimary Terezinha de Almeida, PhD.

---

Prof. Marcio Nogueira de Souza, D. Sc.

---

Mauricio Teixeira Leite de Vasconcellos, D. Sc.

---

Luciana Mendes Santos Servo, PhD.

---

Prof. Claudia Garcia Serpa Osorio de Castro, D. Sc.

RIO DE JANEIRO, RJ - BRASIL

SETEMBRO DE 2022

Moraes, Ricardo Montes de

Associação da demanda por serviços de saúde e medicamentos com estrutura demográfica, renda e fragilidade dos idosos / Ricardo Montes de Moraes. – Rio de Janeiro: UFRJ/COPPE, 2022.

XIV, 126 p.: il.; 29,7 cm.

Orientadora: Rosimary Terezinha de Almeida

Tese (doutorado) – UFRJ/ COPPE/ Programa de Engenharia Biomédica, 2022.

Referências Bibliográficas: p. 88-93.

1. Demanda por medicamentos. 2. Serviços privados de saúde. 3. *Matching* estatístico. I. Almeida, Rosimary Terezinha de. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro, COPPE, Programa de Engenharia Biomédica. III. Título.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família – especialmente à minha filha, Alice, e à minha esposa, Jacira – pela paciência e apoio enquanto eu escrevia esta tese.

À minha orientadora, Rosimary Terezinha de Almeida, pelas críticas e recomendações – que fizeram com que a versão final deste texto fosse melhor e muito mais bem estruturada do que eu achava possível.

Aos meus coautores nos artigos relacionados à tese, Maria Angelica Borges dos Santos, Fabiola Sulpino Vieira, Heitor Franco Werneck e Márcio Nunes De Paula, pelo empenho para chegar às primeiras publicações de resultados deste estudo.

Aos amigos do Laboratório de Engenharia de Sistemas de Saúde do PEB/UFRJ pelo convívio, em especial a Yuri dos Anjos Travassos, Rogério Pires dos Santos, José Fernando Rodrigues e Letícia Martins Raposo pela ajuda e pelas boas discussões.

À Mariá Gonçalves Pereira da Silva, que estimou a primeira versão para o Brasil do índice que uso como referência para estado de saúde na tese.

Aos professores e funcionários do Programa de Engenharia Biomédica pela atenção e pelas ótimas aulas que tive durante o curso.

Ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE pelo incentivo à qualificação de seus funcionários.

“O objeto de nossa análise é, não criar uma máquina ou método de manipulação cega que forneça uma resposta infalível, mas nos fornecer um método organizado para pensar em problemas específicos. (...) Uma parte muito grande da economia ‘matemática’ é mera invenção, tão imprecisa quanto as hipóteses iniciais em que se apóia, o que permite ao autor perder de vista as complexidades e interdependências do mundo real em um labirinto de símbolos pretensiosos e inúteis.”

John Maynard Keynes  
Teoria geral do emprego do juro e da moeda

Resumo da Tese apresentada à COPPE/UFRJ como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Doutor em Ciências (D.Sc.)

ASSOCIAÇÃO DA DEMANDA POR SERVIÇOS DE SAÚDE E MEDICAMENTOS  
COM ESTRUTURA DEMOGRÁFICA, RENDA E FRAGILIDADE DOS IDOSOS

Ricardo Montes de Moraes

Setembro de 2022

Orientadora: Rosimary Terezinha de Almeida

Programa: Engenharia Biomédica

Projeções de demanda são úteis para planejar a oferta de medicamentos e serviços de saúde e para apoiar a formulação de políticas públicas. A partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e da Projeção da População, do IBGE, foram estimados os aumentos da demanda por medicamentos e por serviços privados de saúde associados às mudanças demográficas no Brasil para o período de 2020 a 2060. Para medicamentos, o aumento da demanda deve ser de 50,7% nesse período e, para os serviços, de 43,3%. Isso equivale a aumentos de 0,8% e de 0,7% ao ano na demanda *per capita* por esses produtos. A elasticidade-renda da demanda por medicamentos e serviços privados de saúde também foi estimada. Para medicamentos, ela oscilou entre 0,25 e 0,85 dependendo dos percentis da distribuição de renda em análise. Para os serviços de saúde, a elasticidade estimada ficou entre 0,53 e 0,89. A partir da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), foi estimado um Índice de Fragilidade (IF) para as pessoas com 60 anos ou mais no Brasil. Usando métodos de *matching* estatístico, duas estimativas do IF foram imputadas à base de dados da POF definindo um intervalo de valores para o índice nessa pesquisa. A análise das associações entre a demanda por medicamentos e variáveis de renda, estado de saúde e estrutura demográfica é o que permite avaliar e atualizar projeções tão logo haja informações mais atualizadas sobre a população. Mais do que as taxas de crescimento, essas associações entre variáveis e os métodos usados para obtê-las são a principal contribuição desta tese para a estimativa da demanda por medicamentos e serviços privados de saúde no Brasil.

Abstract of Thesis presented to COPPE/UFRJ as a partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Science (D.Sc.)

ASSOCIATION OF DEMAND FOR HEALTH SERVICES AND MEDICINES WITH  
DEMOGRAPHIC STRUCTURE, INCOME AND ELDERLY FRAILITY

Ricardo Montes de Moraes

September/2022

Advisor: Rosimary Terezinha de Almeida

Department: Biomedical Engineering

Demand projections are useful to plan medicines' and health services' supply and to support public policies' formulation. Growth in demand for medicines and private health services associated with demographic changes in Brazil was estimated with data from Brazil's Household Budget Survey (POF) and the country's statistical office's Population Projection. For medicines, demand is expected to grow 50.7% in the period between 2020 and 2060 and, for services, 43.3%. This means annual increases of 0.8% and 0.7% in *per capita* demand for these products. The income elasticity of demand for medicines and health services was also estimated. For medicines, it ranged between 0.25 and 0.85 depending on the percentiles of the income distribution analyzed. For health services, the estimated elasticity was between 0.53 and 0.89. A Frailty Index (FI), based on Brazil's National Health Survey (PNS), was estimated for people aged 60 years old and over. Using statistical matching methods, two FI estimates were imputed on POF's database, defining a range of possible values for the index in this survey. The analysis of associations between the demand for medicines and health status, demographic structure and income is what makes possible to evaluate and update projections when more up-to-date information on population profiles becomes available. More than growth rates, these variables' associations – and the methods used to estimate them – are this thesis's main contribution to the demand for medicines and private health services' estimation in Brazil.

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	1
2	REVISÃO DA LITERATURA	4
2.1	Nível de agregação dos dados usados em modelos estatísticos	4
2.2	Modelos para projeções de curto e longo prazo	8
2.3	Crescimento em volume e mudança de preços relativos dos bens e serviços de saúde	9
3	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	13
3.1	A associação entre estrutura demográfica e demanda	19
3.2	A associação entre variações na renda e variações na demanda	22
3.3	A variável usada para estimar a associação entre estado de saúde e demanda (Índice de Fragilidade)	23
3.4	Fontes de dados: a Pesquisa Nacional de Saúde (PNS)	25
3.5	Fontes de dados: a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF)	25
3.6	Integração de bases de dados com <i>matching</i> estatístico	29
3.6.1	Seleção de variáveis para o <i>matching</i>	30
3.6.2	Tipos de modelo	30
3.6.2.1	Modelos paramétricos	31
3.6.2.2	Modelos não paramétricos (restritos e irrestritos)	32
3.6.2.2.1	<i>Hot deck</i> aleatório	33
3.6.2.2.2	<i>Hot deck</i> por ordenamento	34
3.6.2.2.3	<i>Hot deck</i> por distância	35
3.6.2.3	Modelos mistos	35
3.6.3	Análise da incerteza	36
3.6.3.1	Uso dos limites do intervalo de incerteza para definir parâmetros do modelo	37



4	MATERIAIS E MÉTODOS	41
4.1	Seleção de variáveis da POF para estimativa do consumo e de projeções de demanda	41
4.2	Estimativa do crescimento do consumo entre 2009 e 2018	43
4.3	Estimativa do consumo por produto e por região	45
4.3.1	Consumo de medicamentos por política de saúde	46
4.3.2	Comprometimento da renda com o consumo de planos de saúde	47
4.4	Estimativa da demanda	48
4.4.1	Projeção do perfil demográfico	48
4.4.2	Estimativa da associação entre variações na renda e na demanda	49
4.5	Estimativa da associação entre estado de saúde e demanda	50
4.5.1	Estimativa do Índice de Fragilidade como <i>proxy</i> do estado de saúde	50
4.5.2	Estimativa do Índice de Fragilidade com dados da POF ( <i>matching</i> estatístico)	53
4.5.2.1	Aplicação do <i>matching</i> paramétrico	53
4.5.2.2	Aplicação do <i>matching</i> não paramétrico ( <i>hot deck</i> )	56
4.5.3	Análise comparativa dos índices com e sem independência condicional	57
4.5.4	Estimativa da associação entre fragilidade e demanda por medicamentos	57
5	RESULTADOS	58
5.1	Crescimento do consumo de medicamentos e serviços privados de saúde entre 2009 e 2018	58
5.2	Consumo de medicamentos por região, uso terapêutico e política de saúde	59
5.3	Consumo de serviços privados de saúde por região e por tipo	62
5.4	Estimativa da associação entre estrutura demográfica e demanda por medicamentos e serviços de saúde	65
5.5	Estimativa da associação entre variações na renda e na demanda por medicamentos e serviços de saúde	70
5.6	Estimativa da influência das estruturas demográficas e da renda	72

5.6.1 Estimativa com crescimento de 1,0% ao ano na renda	72
5.6.2 Estimativa com crescimento de 2,0% ao ano na renda	72
5.6.3 Cenários de crescimento da demanda: estimativa conjunta de mudanças na estrutura demográfica e na renda	73
5.7 Estimativas do Índice de Fragilidade com a POF ( <i>matching</i> )	75
5.7.1 Seleção de variáveis para o <i>matching</i> estatístico	75
5.7.2 Análise dos Índices de Fragilidade estimados na POF	78
5.8 Estimativas da associação entre o IF e a demanda por medicamentos	80
6 DISCUSSÃO	84
REFERÊNCIAS	88
APÊNDICES	94
Apêndice 1 Detalhamento do <i>hot deck</i>	94
Apêndice 2 Cobertura de políticas públicas e acesso a medicamentos no Brasil	96
Apêndice 3 Gastos das famílias com planos de saúde no Brasil e comprometimento da renda domiciliar: uma análise da POF 2017-18.	109
ANEXO Seções 29A e 42A do questionário da POF	123

## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1: Teorema de Nataf.....	18
Figura 2: Etapas para o processo de <i>matching</i> .....	30
Figura 3: Matriz X'X com mais uma variável.....	39
Figura 4: Vetor X'Z com mais uma variável.....	39
Figura 5: Estrutura geral das análises desenvolvidas na tese.....	42
Figura 6: Crescimento da demanda e da população no Brasil ao longo do tempo.....	66
Figura 7: Proporção de pessoas com 60 anos ou mais no Brasil ao longo do tempo..	66
Figura 8: Demanda por medicamentos no Brasil projetada para os anos de 2020 e 2060, por faixa de idade e sexo.....	69
Figura 9: Demanda por serviços privados de saúde no Brasil projetada para os anos de 2020 e 2060, por faixa de idade e sexo.....	69
Figura 10: Elasticidade-renda da demanda por medicamentos.....	70
Figura 11: Elasticidade-renda da demanda por serviços de saúde.....	71
Figura 12: Consumo de medicamentos médio mensal por idade.....	76
Figura 13: Índice de Fragilidade médio por idade.....	76
Figura 14: Gráfico de violino da distribuição dos valores do Índice de Fragilidade (PNS) e de suas versões estimadas na POF nos modelos paramétricos.....	79
Figura 15: Gráfico de violino da distribuição dos valores do Índice de Fragilidade (PNS) e de sua versão estimada na POF no modelo final ( <i>hot deck</i> ).....	79
Figura 16: Proporção de pessoas com 60 anos ou mais de idade por faixa de consumo mensal de medicamentos (em R\$).....	81
Figura 17: Proporção do consumo de medicamentos por faixa de consumo mensal, para pessoas com 60 anos ou mais de idade.....	81

## ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1: Variação percentual do consumo de medicamentos e serviços privados de saúde entre as POFs de 2009 e 2018 no Brasil.....	58
Tabela 2: População e consumo anual de medicamentos pelas famílias por região: valor total, número de aquisições e valor médio por aquisição .....	59
Tabela 3: Consumo anual de medicamentos no Brasil por uso terapêutico: valor total, número de aquisições e valor médio por aquisição .....	60
Tabela 4: Percentual de pessoas sem desembolso direto entre as que obtiveram medicamentos, por política ou programa associado ao medicamento e faixa de renda domiciliar.....	61
Tabela 5: População e consumo anual de serviços privados de saúde pelas famílias por região: valor total, número de aquisições e valor médio por aquisição.....	62
Tabela 6: Consumo anual de planos e serviços privados de saúde no Brasil por tipo de procedimento: valor, número de aquisições e valor médio por aquisição.....	64
Tabela 7: Crescimento percentual da demanda e da população (total e acima de 60 anos) no período de 2020 a 2060, por UF .....	67
Tabela 8: Média, desvio padrão e frequência relativa de variáveis comuns às duas bases de dados para pessoas com 60 anos ou mais .....	75

## ÍNDICE DE QUADROS

Quadro 1: Formas de obtenção de bens e serviços.....	28
Quadro 2: <i>Matching</i> das bases A e B com variáveis X em comum entre as bases .....	29
Quadro 3: Imputação de valores.....	32
Quadro 4: <i>Hot deck</i> por ordenamento.....	34
Quadro 5: Parte não paramétrica do modelo misto .....	36
Quadro 6: Variáveis componentes dos Índices de Fragilidade.....	52
Quadro 7: Crescimento estimado para a demanda em cenários com diferentes elasticidades-renda da demanda e crescimentos esperados para a renda .....	74
Quadro 8: Coeficientes do Índice de Fragilidade e do logaritmo do consumo, regredidos contra as variáveis explicativas selecionadas (pessoas com 60 anos ou mais) .....	77
Quadro 9: Relações das variáveis explicativas com o IF original (PNS) e com os índices projetados na POF .....	80
Quadro 10: Número de pessoas, consumo total e consumo médio de medicamentos por categoria de fragilidade (pessoas com 60 anos ou mais).....	82

## **LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

ENDEF – Estudo Nacional de Despesa Familiar

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IC – Intervalo de confiança

ICd – Independência condicional

IF – Índice de Fragilidade

IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo

ND – Não disponível

OCDE – Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico

PIB – Produto Interno Bruto

PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

PNS – Pesquisa Nacional de Saúde

POF – Pesquisa de Orçamentos Familiares

SM – Salário Mínimo

SNA – *System of National Accounts*

UF – Unidade da Federação

# 1 INTRODUÇÃO

Quando há mudanças no estado de saúde da população – como em uma pandemia – como a demanda por medicamentos varia? Que efeito a queda na renda de parte da população pode ter sobre a demanda por medicamentos e serviços privados de saúde? Ao longo dos anos, o envelhecimento da população vai levar a um crescimento cada vez maior da demanda por esses produtos?

Nos anos 70, medicamentos e serviços privados de saúde representavam 4,2% do consumo das famílias no Brasil. Essa proporção aumentou para 8,0% segundo a última Pesquisa de Orçamentos Familiares (IBGE, 2019). Um dos fatores relacionados a esse aumento é a maior proporção de idosos na população. Segundo a Projeção da População (IBGE, 2018), entre 2020 e 2060 a proporção de pessoas com 60 anos ou mais no Brasil passará de 14,3% para 32,2%. O efeito quantitativo do envelhecimento da população sobre a demanda é tema de pesquisas e de campanhas de *lobby* em vários países. Previsões de crescimento acelerado da demanda já foram chamadas de “*red herring*”, “retórica demográfica”, “alarmismo demográfico” e “demografia apocalíptica” (BARER *et al.*, 1995, EVANS *et al.*, 2001, GEE, 2002).

Os críticos da demografia apocalíptica chamam a atenção para projeções de despesas continuamente revistas para baixo ao longo dos anos (especialmente para despesas com internações). Eles se apoiam em um dos textos de referência sobre projeções de gastos com saúde (FRIES, 1980) para dizer que é justamente a melhora no estado de saúde que tem aumentado a expectativa de vida da população: uma pessoa de 60 anos hoje seria mais saudável que uma de 60 anos no fim do século XX.

A ideia – avalizada por análises com dados de registros administrativos – é que os gastos com saúde têm uma associação mais forte com o *tempo até a morte* do que com a idade de cada pessoa. Dito de outra forma: há uma *compressão da morbidade*, uma concentração das despesas, principalmente com serviços de saúde, no último ano de vida de cada pessoa (FUCHS, 1984).

Entre as pessoas idosas há uma proporção maior de pessoas frágeis. Em geriatria, a fragilidade pode ser definida como a redução da capacidade de resposta do organismo a doenças e a outras situações adversas para a saúde. Com uma expectativa de vida crescente, a proporção de pessoas frágeis em cada faixa etária diminui e o último ano de vida é empurrado para mais longe (FRIES, 1980). Com isso, o gasto

médio por idade tende a cair ao longo dos anos (FUCHS, 1984). Isso pode ser medido diretamente em países como Suécia e Dinamarca (MINISTRY OF HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS, 2010, KILDEMOES *et al.*, 2006) onde há registros identificados por pessoa para cada compra de medicamento. Nesses países, as aquisições de medicamentos de cada pessoa são registradas em uma base de dados centralizada – que inclui informações como a data de nascimento e, quando a pessoa morre, a data da morte.

No Brasil, onde 60,1% do consumo de bens e serviços de saúde é privado (IBGE, 2022), não há um sistema de registro completo como o dos países nórdicos. A alternativa mais viável para estudar as relações entre o consumo de produtos de saúde e características como idade e renda é usar dados de pesquisas domiciliares como a Pesquisa de Orçamentos Familiares - POF (IBGE, 2019) e a Pesquisa Nacional de Saúde - PNS (IBGE, 2020).

Apenas entendendo como a demanda por bens e serviços de saúde está associada à estrutura demográfica, à renda e ao estado de saúde da população será possível dizer se estamos subestimando uma demanda que tende a crescer cada vez mais rápido ou, ao contrário, estamos cedendo ao *lobby* da demografia apocalíptica – usado em outros países para valorizar ações de empresas farmacêuticas e de hospitais privados e para atacar os sistemas públicos de saúde. Segundo os defensores dessa hipótese, o crescimento acelerado da demanda tornaria os sistemas públicos insustentáveis – e eles teriam que dar lugar a sistemas com maior participação privada (EVANS *et al.*, 2001).

Renda, sexo e região do domicílio estão relacionados à predisposição individual e ao acesso que, junto ao estado de saúde, seriam determinantes individuais do uso de bens e serviços de saúde (ANDERSEN e NEWMAN, 1973). Mas a maior parte dos estudos sobre demanda ou consumo de medicamentos e serviços privados de saúde no Brasil apenas tabula totais, compara valores de duas edições da POF ou estima relações específicas como a associação entre consumo e renda (elasticidade-renda da demanda) (SILVEIRA *et al.*, 2007, GARCIA *et al.*, 2013).

No caso do Brasil, a principal dificuldade está em estimar a associação entre estado de saúde e demanda, pois os dados sobre consumo estão na POF e os sobre estado de saúde na PNS. As amostras das duas pesquisas são independentes e sem sobreposição. Uma alternativa para lidar com isso é usar métodos de *matching* estatístico para reproduzir dados da PNS na base de dados da POF.



Há mais de uma forma de representar numericamente o estado de saúde de uma pessoa. Um dos indicadores sugeridos na literatura é o Índice de Fragilidade. Silva (2018) propôs um Índice de Fragilidade para a população com 60 anos ou mais no Brasil a partir dos dados da PNS (SILVA, 2018). Este índice é usado nesta tese. Por isso, a associação entre estado de saúde e demanda foi estimada apenas para as pessoas com 60 anos ou mais.

O objetivo geral deste estudo é estimar o crescimento da demanda por medicamentos e serviços privados de saúde no Brasil e analisar como esse crescimento se relaciona a mudanças na estrutura demográfica, na renda e na fragilidade dos idosos no país. Os serviços privados analisados incluem os desembolsos diretos com serviços e os pagamentos a planos de saúde (que cobrem despesas com serviços e custos administrativos da prestação desses serviços). Os objetivos específicos da tese são:

- analisar dados da POF sobre consumo de medicamentos e serviços privados de saúde;
- estimar a variação da demanda por medicamentos e serviços privados de saúde a partir das mudanças esperadas na estrutura demográfica nos próximos anos;
- estimar a associação entre variações na renda das famílias e a demanda por medicamentos e serviços de saúde e
- propor métodos para integrar os dados de bases diferentes e estimar a associação entre mudanças na fragilidade das pessoas com 60 anos ou mais de idade e a demanda por medicamentos.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Para apurar o que já foi publicado sobre projeções de despesa com medicamentos e serviços de saúde, foram feitas buscas em *Google*, *Scopus*, *Web of Science* e Periódicos Capes usando as estratégias de busca listadas abaixo:

*(projection OR forecast) AND ("health expenditure" OR "health spending" OR "private health" OR "health services")*

*(projection OR forecast) AND ("pharmaceutical expenditure" OR "pharmaceutical spending" OR "drug expenditure" OR "drug spending")*

Foram identificadas duas revisões da literatura (ASTOLFI *et al.*, 2012 e OCDE, 2019), de onde foram extraídas também referências de artigos para esta revisão. No total, foram selecionados 52 artigos acadêmicos e relatórios de instituições internacionais e institutos oficiais de estatística. Após a leitura dos resumos e do texto de vários deles, 17 publicações foram selecionadas como de interesse para estudo. Ao longo da preparação da tese foram encontrados mais dois artigos (JAKOVLJEVIC *et al.*, 2016, ROCHA *et al.*, 2021) com estimativas de longo prazo para despesas privadas com saúde no Brasil feitas a partir de agregados macroeconômicos – levando o total de publicações a 19.

Os modelos encontrados na revisão podem ser organizados de acordo com o nível de agregação dos dados usados na projeção (microdados, agregações por grupos ou agregados macroeconômicos), com o período projetado (curto ou longo prazo) e com o que é projetado (crescimento em volume ou em valor/percentual do PIB). O crescimento em valor ou como percentual do PIB envolve hipóteses sobre mudanças nos preços relativos de medicamentos e serviços de saúde no futuro. Este capítulo foi organizando para descrever os achados da revisão de acordo com esses três critérios.

### 2.1 Nível de agregação dos dados usados em modelos estatísticos

O maior detalhamento das bases de dados foi um dos principais responsáveis pela adoção de novos métodos de projeção de demanda por medicamentos e serviços de saúde nos últimos 40 anos. De regressões com totais agregados por país (NEWHOUSE,

1977) a microssimulações com despesas por pessoa ao longo do tempo (MINISTRY OF HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS, 2010), vários métodos foram usados, com diferentes objetivos.

Alguns dos métodos mais novos, no entanto, se apóiam em uma observação com quase 40 anos. Fries (1980) é a referência usada em boa parte dos artigos sobre a melhora no nível de saúde dos idosos à medida que a expectativa de vida aumenta. É dele a expressão *compressão da morbidade*, usada para indicar a redução da mortalidade por faixa etária ao longo dos anos observada nos dados. É ele também quem diz que analisar a variação dentro de cada faixa etária é mais importante do que estudar médias por idade.

Fuchs (1984) completa o argumento. Ele afirma que a idade não é apenas uma questão de anos desde o nascimento e que a despesa com serviços de saúde está mais relacionada ao número de anos que faltam para uma pessoa morrer do que ao tempo desde que nasceu. Muito do que consideráramos como aumento do gasto por faixa etária teria mais a ver com a mortalidade ser maior para as faixas etárias mais altas do que com o gasto de pessoas saudáveis em cada faixa.

O aumento da expectativa de vida estaria associado a uma melhora na saúde – com redução da mortalidade em cada faixa etária – ao longo do tempo. Projeções feitas considerando um perfil fixo de despesa por faixa de idade no futuro tenderiam a superestimar a demanda por medicamentos e serviços de saúde (FUCHS, 1984).

Na Dinamarca, cada compra de medicamento gera um registro com o comprador identificado (KILDEMOES *et al.*, 2006). Os registros administrativos do país sobre medicamentos têm a data da compra, o identificador único do comprador, sua data de nascimento e – quando ele morre – sua data de morte. Com uma base de dados como essa, é possível comparar as despesas com medicamentos de pessoas em seu último e penúltimo ano de vida com os gastos de pessoas da mesma idade, mas que estão mais distantes da morte. Com o aumento da expectativa de vida ao longo dos anos, a proporção de pessoas no último ano de vida em cada faixa etária diminuiu – e o gasto médio por faixa também.

O contraste entre o registro identificado por compra, por pessoa, ao longo de três anos, usado no estudo de KILDEMOES *et al.* (2006), e os dados agregados de 13 países do estudo de NEWHOUSE (1977) é significativo. Newhouse fez regressões usando

como variável dependente a despesa total com saúde como percentual do PIB e, como variável explicativa, o PIB *per capita* de cada país. Seus dados são de anos diferentes (1968 para a Alemanha Ocidental, 1972 para os EUA etc.) e suas regressões têm problemas de consistência na agregação de dados (NATAF, 1948 e VAN DAAL e MERKIES, 1984). Mas isso não o impediu de concluir que a renda é o principal determinante da despesa com saúde e que ela explicaria mais da metade da diferença no consumo de bens e serviços de saúde como percentual do PIB entre países. Mais do que isso: ele concluiu que a elasticidade-renda dos bens e serviços de saúde é maior que 1. A elasticidade-renda é a variação que ocorre no consumo quando a renda aumenta. Uma elasticidade maior que 1 significa que um aumento de 1% na renda leva a um aumento de mais de 1% no consumo de bens e serviços de saúde.

As regressões com agregados macroeconômicos – como o PIB – como variável explicativa ainda são usadas para projetar despesas com saúde (ASTOLOFI *et al.*, 2012, JAKOVLJEVIC *et al.*, 2016, ROCHA *et al.*, 2021). Mas são usadas principalmente em projeções de curto prazo. Além dos problemas de agregação (uma espécie de *average out* que joga fora não apenas a variabilidade, mas toda a estrutura dos dados), a projeção com agregados tem mais uma dificuldade: projetar a demanda dessa forma depende de ter uma projeção para a renda nos anos seguintes. As grandes e frequentes revisões que bancos e consultorias fazem em suas projeções para o PIB indicam que projetar a renda futura não é um trabalho simples.

Projeções agregadas feitas desse jeito – em geral com séries temporais – apenas supõem que a despesa do próximo ano será igual à do ano atual vezes a variação da renda (multiplicada por um  $\beta$  médio entre variação do consumo e a variação da renda agregada nos anos anteriores). Casos extremos, como o estudo de NEWHOUSE (1977), usam a relação média da variação entre países – com o  $\beta$  vindo de uma regressão com agregados em *crosssection*. Em geral, a estimativa do  $\beta$  supõe que apenas a renda varia, com outras variáveis que podem estar correlacionadas à despesa (como estado de saúde e perfil etário) consideradas fixas. Os estudos também não consideram o possível efeito dos gastos com saúde sobre a renda dos países, com a despesa com saúde afetando positivamente a renda e a renda também afetando positivamente a despesa com saúde (endogeneidade das variáveis).

Em uma revisão da literatura sobre modelos de projeção de gastos com saúde, ASTOLFI *et al.* (2012) dividem esses modelos em três grupos:

- Modelos macro – que usam variáveis agregadas;
- Modelos micro – microssimulações como a feita pelo Ministério da Saúde e Seguridade Social da Suécia (MINISTRY OF HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS, 2010) a partir de bases de dados detalhadas (descrição adiante) e
- Modelos de componentes – que fazem projeções a partir de coortes populacionais ou de componentes do consumo definidos por tipo de financiador (financiamento público, via planos de saúde etc.).

Essa última classificação inclui, por exemplo, os modelos atuariais. Os modelos atuariais são os mais comuns, representando mais da metade dos modelos identificados no levantamento de ASTOLFI *et al.* (2012). Entre eles estão os modelos em coorte, em que a população é dividida em grupos (por faixa de idade, sexo e tempo até a morte, por exemplo). Neles, a despesa é projetada supondo que o gasto *per capita* de cada grupo é fixo e o número de pessoas que inclui varia no tempo (ASTOLFI *et al.*, 2012).

Entre os estudos feitos com o modelo atuarial está, por exemplo, a projeção de gastos com medicamentos para Alemanha e França feita por BOECKING *et al.* (2012). A projeção usa apenas a mudança do perfil demográfico nesses países para projetar suas despesas com medicamentos até 2050. Os autores deixam claro que a intenção é identificar o efeito do envelhecimento da população na despesa: isolar esse efeito, mesmo sabendo que outros fatores também afetam a demanda.

THIÉBAUT *et al.* (2013) estimam o consumo de medicamentos na França até 2029 usando um modelo de Markov em que há transições para o estado “doente”, que implicam em maior gasto com medicamentos. A novidade do modelo é conseguir levar em conta o estado de saúde das pessoas na projeção usando dados de uma pesquisa (e não de registros administrativos). Seu interesse específico é sobre o efeito de doenças crônicas. Por isso, o modelo de THIÉBAUT *et al.* (2013) permite mudanças do estado *saudável* para *doente*, mas não o contrário. Variando a probabilidade de se tornar doente, é possível estimar o efeito de cenários com maior compressão da morbidade sobre o consumo de medicamentos no futuro. O problema, como os autores do artigo reconhecem, é que a variável de estado de saúde usada por eles é binária, não permitindo levar em conta níveis diferentes de gravidade das doenças ou de quantidade de medicamentos consumidos pelos doentes (THIÉBAUT *et al.*, 2013).

## 2.2 Modelos para projeções de curto e longo prazo

A decisão sobre que tipo de modelo usar tem a ver não apenas com a disponibilidade de dados, mas também com a pergunta que se quer responder. O número de anos projetado, em especial, faz muita diferença.

ASTOLFI *et al.* (2012) comparam as projeções de curto prazo a previsões meteorológicas: não há como evitar o cenário que anunciam e as avaliamos pela precisão com que projetam esse cenário.

As projeções de longo prazo são o oposto: há tempo para evitar tragédias anunciadas. O que elas informam é onde chegaremos se continuarmos indo na direção atual. Algumas são capazes de identificar que tipo de gasto ou que parte da população tende a ter maiores mudanças no futuro – e orientam políticas mais efetivas sobre o gasto. A conclusão da projeção de gastos do Ministério da Saúde e Seguridade Social da Suécia (2010) destaca que previsões que anunciam resultados indesejáveis geram pressão por mudanças. As previsões, então, mudam o futuro, de forma que o que previram não aconteça. Uma previsão de longo prazo efetiva, capaz de afetar políticas públicas, acabaria sendo uma previsão quantitativamente errada, pois seria usada para impedir a catástrofe que anuncia (MINISTRY OF HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS, 2010).

Por isso, esse tipo de projeção é avaliado pela transparência na apresentação do modelo e na definição de critérios – mais do que pela precisão de seus resultados. Alguns desses modelos permitem traçar cenários alternativos, considerando, por exemplo, diferentes perfis epidemiológicos para a população no futuro.

As variáveis usadas em projeções de curto prazo também são diferentes das usadas em projeções longas. Em projeções de despesas com medicamentos usadas na definição de orçamentos públicos, por exemplo, alguns países usam extrapolações de tendências (modelo agregado) e dados de oferta (OCDE, 2019).

No curto prazo, a incorporação de novos medicamentos (mais caros) e o vencimento de patentes (permitindo o lançamento de genéricos) afetam mais fortemente as despesas públicas com saúde do que fatores como o envelhecimento da população (OCDE, 2019). Mas, no longo prazo, os medicamentos lançados no último ano já terão perdido suas patentes e o efeito de seu lançamento sobre a despesa total será menos significativo. No longo prazo, variáveis relacionadas à demanda – como o perfil

demográfico e a renda da população – terão acumulado variações maiores e terão um efeito mais significativo sobre os valores projetados.

Para análises de curto prazo, então, alguns governos fazem estudos sobre novos medicamentos em fase de teste (*horizon scanning*). A Holanda, por exemplo, com apoio de grupos de especialistas, compõe uma lista de medicamentos com aprovação esperada para os próximos anos e tenta estimar o número de usuários e os preços que esses medicamentos podem ter quando forem lançados (OCDE, 2019). Alemanha, Inglaterra e Suécia, entre outros países, adotam o *horizon scanning*. O vencimento de patentes é uma informação pública mas, após o vencimento, o tempo até o lançamento de genéricos e similares pode variar de acordo com o tipo de medicamento (OCDE, 2019).

### **2.3 Crescimento em volume e mudança de preços relativos dos bens e serviços de saúde**

No curto prazo, variações de preços de medicamentos e serviços podem ter efeitos significativos sobre os gastos mas, para prazos longos, boa parte dos modelos usa preços constantes (projeta a variação de volume da demanda).

Alguns estudos, como o do Escritório Federal de Estatística da Suíça (OFS, 2007), avaliam a possibilidade de esperar por aumentos futuros nos preços relativos dos serviços de saúde. Os serviços em geral, por usarem mais mão-de-obra do que outras atividades, tenderiam a ter menos ganhos de produtividade no longo prazo e, conseqüentemente, maiores aumentos de preços quando comparados a produtos agropecuários ou industriais (BAUMOL, 1967). Mas o rápido desenvolvimento tecnológico na área de saúde faz com que a aplicação dessa hipótese a esses serviços se torne, no mínimo, discutível. O estudo do Ministério da Saúde e Seguridade Social da Suécia destaca que é possível aumentar a produtividade até em atividades como o cuidado com idosos e que, na prática, é mais difícil estimar a produtividade no setor de serviços do que em atividades industriais (MINISTRY OF HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS, 2010).

O efeito de mudanças tecnológicas sobre os preços e sobre as expectativas dos usuários em relação aos serviços também é discutido em alguns artigos. Há tecnologias que reduzem outras e que aumentam custos. Mas o maior problema em tentar levar em conta o efeito de mudanças de tecnologia nos gastos futuros com saúde é que o

progresso tecnológico não é previsível (POPPER, 1957) e o custo de implementação de descobertas que ainda não aconteceram, também não.

Na projeção de demanda da Suécia, agentes com diferentes características se deslocam no tempo passando a ter – com diferentes probabilidades relacionadas a seu perfil etário – diferentes perfis de consumo de medicamentos e serviços de saúde. Depois de estimar o crescimento da demanda com essa microssimulação, os analistas do Ministério da Saúde sueco aplicaram um crescimento adicional de 0,8% ao ano à projeção. Esse crescimento adicional responderia pelo efeito de mudanças tecnológicas e por outros resíduos. Ele é igual ao aumento médio dos gastos com saúde não explicados por mudanças demográficas entre 1980 e 2003 no país. Com esse adicional de 0,8% e uma projeção linear do crescimento médio do PIB sueco dos últimos anos, o estudo estima a relação entre as despesas com saúde e o PIB para os anos seguintes. Nessa última parte da projeção, os métodos são claramente mais simples e menos precisos que nas anteriores. Para projetar a relação entre demanda e PIB, foi adotada a hipótese de que os preços da saúde crescerão no mesmo ritmo dos preços dos outros produtos – o que equivale a fazer uma projeção a preços constantes do ano de referência.

Em sua estimativa para os gastos com saúde no Sri Lanka, RANNAN-ELIYA *et al.* (2008) estimam os efeitos da estrutura demográfica e do estado de saúde da população sobre as despesas e, em seguida, traçam três cenários para a variação futura dos preços de bens e serviços de saúde públicos e três para os privados. No primeiro cenário para a saúde privada, por exemplo, o aumento de preços é um pouco menor que a média dos anos 90. No segundo cenário, é igual à variação prevista para o PIB *per capita* e, no terceiro, há um aumento maior nos preços (as variações para os preços públicos estão fora do escopo desta tese). Os cenários, também nesse estudo, são usados para estimar a relação entre a despesa e o PIB no longo prazo.

A maior parte dos países para os quais há projeções tem sistemas de saúde predominantemente públicos. Talvez por isso, o estudo do Sri Lanka tenha sido um dos poucos encontrados na revisão em que a proporção dos serviços por tipo de financiador (público ou privado) foi considerada explicitamente na definição de cenários para os gastos futuros. Os autores do estudo destacam que os preços unitários dos serviços privados no país são “consideravelmente mais altos” que os do setor público e que a



despesa futura total com bens e serviços de saúde depende de como esses serviços serão financiados (RANNAN-ELIYA *et al.*, 2008).

ROCHA *et al.* (2021) também afirmam, em sua projeção para o Brasil, que, se toda a população do país fosse atendida com a estrutura de custos da saúde pública, o crescimento das “necessidades de financiamento da saúde” projetado por seu modelo seria significativamente menor.

No Canadá, MORGAN e CUNNINGHAM (2011) analisam uma série de dados administrativos de Columbia Britânica e separam efeitos de envelhecimento, tempo até a morte, intensidade do uso de serviços e custo unitário desses serviços. Mas sua projeção de gastos para os anos seguintes não leva em conta variações de preço, apenas mudanças no perfil demográfico da população. Na conclusão de seu estudo, eles destacam que médicos, formuladores de política e pacientes são capazes de influenciar os fatores não demográficos que aumentam as despesas com saúde mas não têm nenhum poder sobre a mudança do perfil demográfico da população. Fatores como o aumento de preços de medicamentos, por exemplo – que afetaram as despesas com saúde no Canadá no período anterior ao estudo – são efeitos não demográficos que podem ser controlados por políticas públicas (MORGAN e CUNNINGHAM, 2011). A regulação da incorporação de novos medicamentos ou de outras tecnologias e a negociação entre grandes compradores (governos) e detentores de patentes, no entanto, não foi tema dos artigos sobre projeção de gastos nesta revisão.

A partir dos artigos revisados, é possível dizer que, nas análises de longo prazo, o mais comum é estimar variações de volume (equivalentes às variações de valor a preços constantes). Os modelos elaborados a partir de microdados permitem estimativas melhores que os que se apóiam em agregados macroeconômicos e parecem ser a melhor alternativa para quem planeja estimar a demanda no longo prazo. Na falta de registros administrativos detalhados (como os existentes nos países nórdicos), modelos de componentes (como os de coortes) também são uma boa alternativa para estimar a demanda por medicamentos e serviços de saúde.

A melhor alternativa, com os dados disponíveis para Brasil, é usar microdados de pesquisas domiciliares. Características como sexo, idade e local de residência podem ser usadas como coortes em projeções que levem em conta o perfil demográfico futuro da população. Como a projeção de demanda será de longo prazo, o mais simples (e também o que envolve menor incerteza) é projetar variações de volume e estimar como

o uso de medicamento e serviços de saúde se relaciona com características como idade, renda e estado de saúde. Para isso, será preciso usar métodos que permitam juntar de dados de pesquisas diferentes.

### 3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Os manuais de economia consideram o uso de medicamentos e serviços de saúde como consumo. Há autores que classificam as despesas com saúde (e também as com educação) como *investimento em capital humano*. Mas, para o *System of National Accounts - SNA* (ONU, 2009) – manual usado pela maior parte dos países como referência para a produção de estatísticas econômicas –, as despesas com bens e serviços de saúde são consumo. E, segundo o manual, “consumo final consiste em bens e serviços usados por domicílios ou pela comunidade para satisfazer suas necessidades e desejos coletivos ou individuais” (ONU, 2009).

A definição distingue o consumo final do consumo intermediário, que é o uso de bens e serviços como insumo na produção de outros bens e serviços. Quando um hospital compra medicamentos para aplicar em pacientes internados, essa compra é classificada como consumo intermediário do hospital. Os pacientes consomem o serviço de internação (que já inclui valor do medicamento comprado pelo hospital). O consumo intermediário é um recurso contábil para evitar a dupla contagem de produtos usados para fazer outros produtos (desde que eles não sejam investimento).

Quando o hospital compra um tomógrafo, essa compra é classificada como investimento (ou Formação Bruta de Capital Fixo, segundo a terminologia do manual). A diferença entre consumo intermediário e investimento, segundo o *SNA* (ONU, 2009), é que o investimento está relacionado à aquisição de produtos usados continuamente no processo de produção por um período de um ano ou mais. O medicamento é consumido na produção do serviço de saúde enquanto o tomógrafo continua sendo usado nos atendimentos seguintes (por mais de um ano).

Os valores apurados em pesquisas domiciliares sobre consumo se referem então ao consumo final: ao que foi obtido pelas famílias para atender a suas necessidades e desejos. A classificação é a mesma nos casos em que a obtenção do produto não envolve um pagamento, quer dizer, quando o bem ou serviço usado pelas famílias foi doado ou pago pelo governo.

No Brasil, a base de dados mais detalhada sobre consumo final é a Pesquisa de Orçamentos Familiares (IBGE, 2019). Os dados da POF podem ser organizados em totais por região, por item pesquisado (para cada tipo de medicamento ou serviço de

saúde) ou de acordo com outras características da população (como por idade e por sexo).

Mas, quando se usam os dados da POF para fazer projeções levando em conta essas características, o valor projetado não deve ser classificado como consumo. A projeção é uma estimativa de demanda, quer dizer, é uma estimativa do que as pessoas vão precisar ou desejar consumir considerando as mudanças esperadas em seu perfil de sexo, idade e local de moradia ao longo dos anos.

Para fazer projeções de consumo, seria preciso estimar também a oferta de bens e serviços. Isso envolveria uma quantidade maior de hipóteses e um nível maior de incerteza em relação aos totais estimados – além de não ser o objetivo desta tese.

O livro que lançou as análises com curvas de oferta e demanda como parte da teoria econômica (MARSHALL, 1890) usa a palavra *demand* como uma expressão corrente, sem apresentar uma definição formal. Seu autor, Alfred Marshall, diz apenas que “(...) a demanda se baseia no desejo de obter produtos”. O dicionário da Universidade de Cambridge, onde Marshall era professor, define demanda como: “necessidade de algo que seja vendido ou ofertado”.

Mas essa definição não é consensual. JEFFERS *et al.* (1971), por exemplo, afirmam que, para serviços de saúde, *demand* e *necessidade* não são a mesma coisa e que só profissionais de saúde são capazes de avaliar a *necessidade* de obter esses serviços. Para esses autores, a demanda está relacionada, não diretamente à *necessidade*, mas aos *desejos* de consumidores pouco informados (tanto a respeito da própria saúde quanto de o que a medicina pode oferecer como tratamento para seus problemas). O trecho a seguir tem o que esses autores apresentam como definição formal para a demanda de uma população por serviços de saúde. Segundo eles, essa demanda é:

“Uma relação funcional multivariada entre as quantidades de serviços de saúde que seus membros desejam consumir durante um período relevante de tempo, dados níveis de preços para bens e serviços, recursos financeiros, tamanho e desejos psicológicos da população como afetados pelos gostos e preferências dos consumidores por (todos os) bens e serviços” (JEFFERS *et al.*, 1971).

Embora o parágrafo acima seja apresentado como a definição de demanda por serviços de saúde, ele pode, talvez mais corretamente, ser lido como a descrição de um

ponto específico sobre a *curva de demanda* (e a curva de demanda é uma relação entre variáveis definida por Alfred Marshall em seu livro de 1890).

Ainda assim, é importante deixar claro que a demanda está relacionada às preferências e ao nível de informação a que a população tem acesso, como apontado por JEFFERS *et al.* (1971). Não há muitas referências sobre como avaliar a influência de mudanças nas preferências ou no nível de informação da população sobre a demanda futura, mas há como avaliar a influência de mudanças em características como renda e estado de saúde.

Nesta tese, então, a variação de demanda estimada será a variação no volume de bens e serviços de saúde de que a população necessitará – ou que desejará – dado seu consumo atual e as mudanças esperadas em seu perfil etário, de renda e de saúde. O consumo atual desses bens e serviços já reflete as preferências e o nível de informação da população sobre eles. A hipótese adotada é que informação e preferências – para pessoas com cada perfil de idade, renda etc. na POF – se manterão constantes ao longo do tempo.

Renda, perfil etário e estado de saúde são as variáveis normalmente associadas à demanda por medicamentos e serviços de saúde. Em seu *modelo comportamental de utilização de serviços de saúde*, ANDERSEN e NEWMAN (1973) destacam também a região do domicílio e o sexo de quem usa produtos de saúde como variáveis relacionadas à predisposição individual e ao acesso a esses produtos. Junto ao estado de saúde, predisposição e acesso seriam determinantes individuais do uso desses bens e serviços.

Os dados com o perfil da população do país por faixa de idade, sexo e unidade da federação – estimados para cada ano entre 2010 e 2060 – podem ser extraídos da Projeção da População (IBGE, 2018), estimativa demográfica feita pelo IBGE a partir de dados dos censos populacionais com um modelo que leva em conta as tendências mais recentes de fecundidade, mortalidade e migração.

As projeções devem ser feitas com microdados ou, quando isso não for possível, com coortes. Não é possível estimar relações entre características de indivíduos a partir de dados agregados (YULE, 1903). Insistir em fazer isso pode levar ao que sociólogos e outros pesquisadores chamam de *Falácia ecológica* (ROBINSON, 1950) ou até mesmo

a um *Paradoxo de Simpson* (SIMPSON, 1951). A estimativa com agregados também pode violar o *Teorema de Nataf* (NATAF, 1948), que será descrito adiante.

A inconsistência que surge quando se tenta estimar correlações a partir de dados agregados foi apresentada pelo estatístico inglês George Yule, no início do século XX. Em seu artigo, YULE (1903) apresentou o exemplo hipotético de uma anti-toxina que, em uma análise com dados agregados, parecia ser um tratamento eficaz para diminuir a mortalidade de pacientes. Mas, tabulando em separado os dados de homens e mulheres, o efeito da anti-toxina desaparecia. O efeito desaparecia porque uma terceira característica (o sexo dos pacientes) tinha correlação com as duas que se queria analisar (tomar o medicamento e viver mais).

Se a proporção de mulheres que toma o remédio for maior que a de homens e elas já tiverem uma expectativa de vida maior, a tabela de contingência com dados misturados de homens e mulheres vai indicar uma relação positiva entre tomar o remédio e viver mais tempo – mas isso não quer dizer que o remédio faça qualquer efeito.

O nome *Paradoxo de Simpson* passou a ser usado para os casos em que, em vez de desaparecer, o efeito analisado muda de sinal quando se desagregam os dados. Há Paradoxo de Simpson quando uma tabela de contingência indica uma relação positiva entre duas características mas, analisando os dados de forma mais desagregada, é possível ver que a relação é negativa.

A correlação aparente na tabela agregada é uma ilusão estatística, é o efeito de não levar em conta uma variável (o sexo dos pacientes, no exemplo de Yule) que tem relações significativas com o que se quer analisar. Apresentar uma relação estimada com dados agregados como se representasse a relação entre os indivíduos nesses agregados é exatamente o que ficou conhecido como *Falácia ecológica*.

Uma versão dessa análise para *funções de produção* foi apresentada em 1948 pelo economista francês André Nataf. A idéia de Nataf era encontrar um critério para definir quando é possível usar agregados para estimar funções de produção. Uma função de produção é a relação entre os insumos e a produção de uma empresa (ou de um conjunto de empresas). Por exemplo: em uma atividade com várias empresas (I empresas), a produção de cada empresa ( $y_i$ ) teria a ver com os insumos que ela usa para

produzir:  $x_{1i}$ ,  $x_{2i}$ ,  $x_{3i}$ ; (em que  $x_1$ ,  $x_2$  e  $x_3$  seriam os valores gastos pela empresa com eletricidade, papel, combustível etc.).

Somando a produção e os insumos usados por todas as empresas nessa atividade, seria possível escrever a equação agregada 1:

$$Y = \beta_1 * X_1 + \beta_2 * X_2 + \beta_3 * X_3 \quad (1)$$

onde as variáveis em maiúsculas são as somas da produção e dos insumos para todas as empresas e os  $\beta$ s são os coeficientes estimados para o modelo: são a função de produção agregada (F).

Nataf demonstrou que, para a agregação dos dados ser consistente, os termos da função de produção têm que ser matematicamente independentes. Essa frase (“para a agregação ser consistente os termos têm que ser independentes”) ficou conhecida como *Teorema de Nataf*. Termos independentes, no *Teorema de Nataf*, quer dizer que eles têm que poder ser apresentados como somas, não como produtos, quer dizer que um aumento no uso de um insumo, em uma função de produção, não pode afetar as relações entre os outros.

O que o Teorema de Nataf diz é que, para um modelo agregado fazer sentido, é preciso poder sair dos insumos por empresa ( $x_{1i}$  e  $x_{2i}$ , na Figura 1) e chegar à produção total agregada ( $Y$ ) por dois caminhos:

– aplicando a relação entre insumos e produção de cada empresa ( $f_i$ ) para chegar à produção de cada empresa ( $y_i$ ) e depois somando as produções;

– somando os insumos usados por todas as empresas ( $X_1$  e  $X_2$ , na Figura 1) e depois aplicando a função agregada (F) para chegar à produção agregada ( $Y$ ).

Se, indo pelos dois caminhos, a produção agregada for a mesma, a agregação é consistente.

Mas o teorema diz que isso só vai acontecer se os termos da função (para cada empresa e para a função agregada) forem aditivos, quer dizer: se mudanças na quantidade usada de um insumo ( $x_i$ ) não afetarem a relação entre os outros – e isso não deve acontecer com muita frequência.

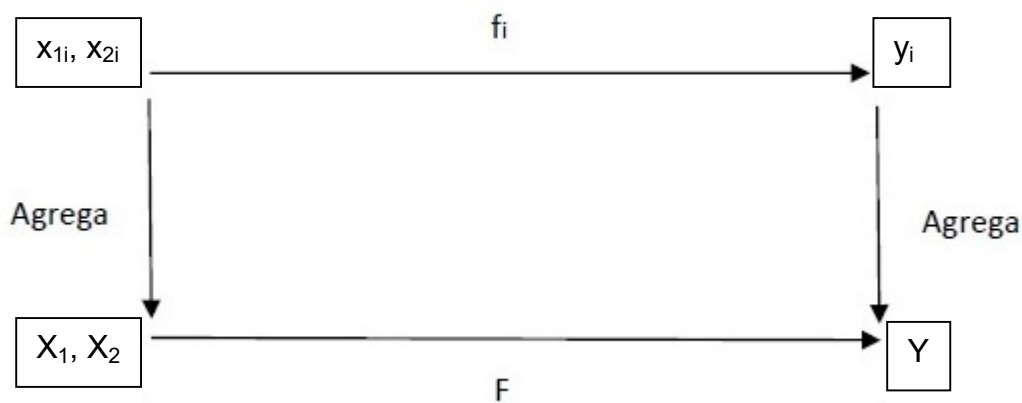


Figura 1: Teorema de Nataf

A mesma lógica usada por Nataf para a produção, vale para a demanda. Na Figura 1, acima, basta trocar as empresas por consumidores e pensar na demanda como  $y$  e nas características e preferências dos consumidores como  $x$ .

Aumentos na renda de consumidores com perfis diferentes terão efeitos diferentes sobre a demanda. No exemplo mais comum, consumidores com renda alta, que poupam parte de sua renda, não transferirão todo o aumento de renda para o consumo. Consumidores de renda mais baixa, com um padrão de consumo concentrado em produtos de primeira necessidade, provavelmente consumirão qualquer recurso a mais que recebam. Se o aumento de renda ocorrer apenas entre consumidores de renda alta, o efeito sobre o consumo será menor do que se ocorrer entre os de baixa renda.

Supor então que a demanda agregada é uma função linear da renda agregada (que ela cresce sempre na mesma proporção quando a renda total cresce) é, em muitos casos, uma simplificação excessiva. Modelos agregados, que estimam relações a partir da renda total e do total consumido de um produto ao longo do tempo, podem produzir estimativas enganosas para essa relação (a elasticidade-renda da demanda). Por isso, os métodos usados para projetar a demanda por medicamentos e serviços de saúde devem usar os microdados das pesquisas domiciliares.

Os métodos usados para ajustar a população aos perfis demográficos dos anos de 2010 a 2060 têm suas referências apresentadas na seção 3.1. A seção 3.2 apresenta a elasticidade-renda da demanda, usada para estimar a associação entre variações na renda



e variações na demanda e a seção 3.3 apresenta a variável usada para estimar a relação entre saúde e demanda (o Índice de Fragilidade do Idoso).

As seções 3.4 e 3.5 apresentam as pesquisas domiciliares cujos microdados foram a base das estimativas e a seção 3.6 apresenta o *matching* estatístico, método usado para juntar variáveis de pesquisas diferentes em uma mesma base de dados.

### 3.1 A associação entre estrutura demográfica e demanda

Uma alternativa para projetar o crescimento da demanda por medicamentos e serviços de saúde a partir de mudanças no perfil demográfico da população é reponderar a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). Os pesos amostrais da POF podem ser redefinidos de forma que passem a representar o perfil da população de cada ano entre 2010 e 2060 levando em conta o número de pessoas em cada faixa etária, por sexo, em cada unidade da federação.

O IBGE usa métodos de reponderação para tratar problemas de recusa e não resposta a suas pesquisas. Esses métodos permitem definir novos pesos amostrais para cada respondente de forma que os domicílios que responderam passem a representar também aqueles em que houve algum tipo de não resposta.

Em uma pesquisa domiciliar, todos os domicílios selecionados têm uma probabilidade de inclusão ( $\pi_i$ ) definida ainda no desenho da amostra. Quando os resultados da pesquisa são tabulados, os valores associados a cada domicílio são multiplicados por seu peso amostral para que o resultado represente a população pesquisada. O peso amostral inicial ( $d_i$ ) definido para cada domicílio  $i$  é o inverso de sua probabilidade de inclusão (Equação 2):

$$d_i = \frac{1}{\pi_i} \quad (2)$$

Mas, com as recusas de atendimento e outras não-respostas, é preciso ajustar o peso dos domicílios que responderam. Uma das formas de fazer isso é através da calibração. A calibração é uma minimização com restrição. Ela define um novo vetor de pesos amostrais para os domicílios que responderam à pesquisa (tão próximo quanto possível do vetor original) com a restrição de que a soma dos novos pesos seja igual ao

total populacional – que pode vir de um registro administrativo ou da projeção populacional feita a partir do Censo.

Isso pode ser feito com o número de pessoas ou com outra variável auxiliar para a qual se tenha dados na pesquisa e totais populacionais de uma fonte externa. Usando a variável auxiliar, os novos pesos (calibrados) multiplicados pela variável auxiliar na amostra têm que somar o total populacional dessa variável vindo da fonte externa (LUNDSTRÖM e SÄRNDAL, 1999).

Outra forma de redefinir os pesos de uma pesquisa amostral é a pós-estratificação. A pós-estratificação ajusta os pesos das observações quando se tem totais para eles por categoria (pós-estrato). Para cada grupo de observações integrante de uma categoria, a pós-estratificação tornará a soma dos pesos igual ao total populacional da categoria. Assim, considerando cada cidade como um estrato, é possível ajustar os pesos das pessoas que responderam a uma pesquisa de forma que, em cada cidade pesquisada, a soma dos pesos ajustados seja igual à população da cidade – obtida em um registro administrativo. Para cada cidade, o ajuste nos pesos será proporcional à razão entre a população local, conforme o registro, e a soma dos pesos originais ( $d_i$ ) das pessoas que responderam à pesquisa na cidade.

Se a informação complementar usada para redefinir os pesos se originar de variáveis categóricas, os novos pesos estimados por calibração serão iguais aos estimados por pós-estratificação (SÄRNDAL e LUNDSTRÖM, 2001).

Os pesos estimados por pós-estratificação ( $w_i$ ) são definidos na equação 3:

$$w_i = \frac{g_i}{\pi_i} \quad (3)$$

onde:  $\pi_i$  é a probabilidade de inclusão da observação  $i$  e  $g_i$  é dado pela equação 4:

$$g_i = \frac{N_p}{\hat{N}_p} \quad (4)$$

$N_p$  representa o total populacional no estrato  $p$  e  $\hat{N}_p$  a soma dos pesos de quem efetivamente respondeu à pesquisa nesse estrato ( $r_p$ ).  $\hat{N}_p$  é definido na equação 5:

$$\hat{N}_p = \sum_{r_p} d_i \quad (5)$$

A pós-estratificação pode ser feita levando em conta características da população, como sexo e idade, de forma a dar mais peso a grupos que ficaram sub-

representados na coleta dos dados. Aplicá-la faz com que, nos totais tabulados da pesquisa, o perfil da população seja igual ao obtido a partir do Censo ou do registro usado para fornecer os totais da população.

Estabelecidos os novos pesos, é possível estimar com mais acurácia o valor de outras variáveis da pesquisa além das usadas na pós-estratificação. Os pesos pós-estratificados representam a população de forma mais precisa que os pesos originais ( $d_i$ ).

Assim, para qualquer característica  $y$  apurada na pesquisa, o total  $\hat{Y}$  será a soma dos produtos das observações  $y_i$  pelos novos pesos ( $w_i$ ) para cada um dos entrevistados que respondeu à pesquisa (Equação 6). Dessa forma é feito o ajuste para não-respostas.

$$\hat{Y} = \sum_r w_i \cdot y_i \quad (6)$$

O pacote *survey*, usado para analisar pesquisas amostrais no *software R* (R DEVELOPMENT CORE TEAM), tem formulas diretas para calcular estimadores usando pós-estratificação. No caso da calibração, o software usa processos recursivos como o algoritmo de Newton-Raphson para estimar os pesos calibrados (LUMLEY, 2019). Os processos recursivos nem sempre convergem para um vetor de pesos calibrados.

Comparar os totais monetários de uma base que foi pós-estratificada para se ajustar ao perfil populacional de um ano e totais da mesma base ajustados para o perfil do ano seguinte é fazer uma comparação a preços constantes. Como os dados da pesquisa foram coletados em uma data específica, diferenças relacionadas à mudança no perfil dos consumidores não terão relação com preços, mas sim com as quantidades e tipos de produto usados.

### 3.2 A associação entre variações na renda e variações na demanda

Um aumento na renda das famílias tende a ser acompanhado por um aumento em sua demanda por bens e serviços. O tamanho desse aumento na demanda varia de acordo com o produto. A medida mais usada para estimar a associação entre renda e demanda é a elasticidade-renda da demanda – definida como a variação percentual da demanda dada uma variação percentual da renda.

Um produto com elasticidade-renda igual a 1 tem uma variação de 1,0% em sua demanda a cada variação de 1,0% na renda da população. Produtos com elasticidades próximas de zero são considerados inelásticos e produtos com elasticidades acima de 1 são comumente chamados de bens de luxo.

Com bases de dados de pesquisas transversais (*cross section*), a forma mais comum para estimar a elasticidade-renda de um produto é com um modelo de regressão em que a variável dependente é igual ao logaritmo do valor consumido por cada pessoa e a variável explicativa é o logaritmo de sua renda<sup>1</sup>. O beta da regressão, nesse caso, será a elasticidade.

Uma alternativa viável em bases em *cross section* é ordenar os dados de acordo com a renda e pós estratificá-los, diminuindo o peso dos grupos com menor renda e aumentando o peso dos com maior renda. Essa pós estratificação equivale a transferir pessoas das faixas de renda mais baixas (com menor renda e consumo) para faixas mais altas.

Feita a pós estratificação, estima-se a renda com os pesos originais e com os pesos ajustados. O mesmo é feito com variável de consumo.

A variação percentual do consumo dividida pela variação percentual da renda será a estimativa da elasticidade-renda da demanda (Equação 7).

$$Elasticidade = \frac{\left(\frac{\sum \text{Consumo pós estratificado}}{\sum \text{Consumo original}}\right)^{-1}}{\left(\frac{\sum \text{Renda pós estratificada}}{\sum \text{Renda original}}\right)^{-1}} \quad (7)$$

---

<sup>1</sup> É comum usar o logaritmo de (1 + consumo) e (1 + renda) para evitar a perda de dados com logaritmos de zero.

A virtude desse método é poder ser aplicado a diferentes faixas de renda. A pós estratificação pode ser feita aumentando o número de pessoas no 1,0% com maior renda, nos 2,0% com maior renda e assim por diante até transferir pessoas do 1,0% com menor renda para outras faixas. Para cada mudança de faixa, uma elasticidade-renda é calculada, permitindo estimar os impactos do aumento de renda quando se concentram em diferentes partes da população.

### **3.3 A variável usada para estimar a associação entre estado de saúde e demanda (Índice de Fragilidade)**

Antes de associar dados de saúde e dados de consumo, é preciso definir que indicador será usado para representar o estado de saúde da população. Para pessoas com 60 anos ou mais, uma característica que costuma ser acompanhada por profissionais de saúde é a fragilidade.

Fragilidade é um conceito usado em geriatria. Ela está relacionada à redução da capacidade de resposta do organismo a doenças e a outras situações adversas. Segundo SILVA (2018), “as modificações que ocorrem durante o processo de envelhecimento resultam no aumento da vulnerabilidade dos indivíduos. A vulnerabilidade fisiológica, especificamente, define o conceito de fragilidade, onde há prejuízo na capacidade de adaptação do organismo a fatores estressores e nas reservas homeostáticas. Pessoas frágeis possuem, portanto, risco aumentado de acometimento por desfechos negativos como quedas, diminuição da capacidade funcional, internações, institucionalização e morte.”

Há duas abordagens principais para a fragilidade. A primeira, proposta por FRIED *et al.* (2001), parte do princípio de que o envelhecimento afeta os diferentes sistemas do organismo e as mudanças que causa podem ser identificadas em características do fenótipo. Alterações em cinco características permitiriam diagnosticar um idoso como frágil: redução de massa corporal de mais de 5% em um ano, exaustão freqüente, perda de força (apurada com um medidor de pressão palmar), baixo nível de atividade física e diminuição da velocidade de marcha (SILVA, 2018). Pioras em três ou mais dessas características indicariam que uma pessoa pode ser considerada frágil.

Como exige a aplicação de testes físicos, essa proposta é mais adequada ao uso clínico que à análise de populações. A segunda abordagem para medir a fragilidade

(MITNITSKI *et al.*, 2001) usa dados de pesquisas domiciliares e prevê a criação de um índice – o Índice de Fragilidade (IF) – capaz de identificar a fragilidade apesar de ela se apresentar de forma heterogênea entre os idosos.

O índice reúne dados de diferentes características relacionadas à capacidade de reação do organismo e será maior para as pessoas que tiverem uma proporção maior de déficits entre essas características. Ele identifica a fragilidade como um acúmulo de déficits.

O índice produz uma avaliação multifatorial da fragilidade a partir de informações como: diagnóstico de hipertensão, diagnóstico de diabetes, prática de exercício etc.. Para as variáveis binárias, ele tem valor 1 quando há déficit e 0 quando não. Para variáveis contínuas, os valores da variável são ajustados para uma escala entre 0 e 1. Todas as variáveis têm o mesmo peso e a soma dos fatores é dividida pelo número de variáveis usadas, produzindo resultados entre 0 e 1 para o índice.

O Índice de Fragilidade foi estimado com dados da população do Brasil (SILVA, 2018, SILVA e ALMEIDA, 2019). No índice brasileiro, as variáveis foram extraídas da Pesquisa Nacional de Saúde (IBGE, 2014) considerando apenas os dados de pessoas com 60 anos ou mais de idade. As variáveis usadas podem ser organizadas em seis grupos: o primeiro, com apenas uma variável, é o de autoavaliação dos entrevistados (em que dizem como avaliam a própria saúde em geral). O segundo grupo tem variáveis indicando há quanto tempo tiveram sua última consulta ou internação médica. O terceiro grupo se refere a dificuldades comuns: para ver, ouvir e se concentrar. O quarto grupo é o de existência de doenças crônicas (como hipertensão e diabetes), eventos como quedas e derrames e tempo semanal usado para atividades físicas. O quinto grupo se refere a dificuldades “moderadas”, como dificuldade para sair de casa, ir ao médico ou fazer compras sozinho. O último grupo tem variáveis relacionadas a dificuldades graves, como dificuldade para sair da cama ou andar em casa sozinho (ver *Quadro 6*, na seção 4.5.1).

Silva (2018) produziu também uma variável com quatro categorias de fragilidade. A categoria 1, *não frágil*, foi aplicada às observações com  $IF \leq 0,1$ . A categoria seguinte, *vulnerável*, inclui as observações com  $0,1 < IF \leq 0,21$ . As pessoas classificadas como *frágeis* foram as com IF entre 0,21 e 0,45 e as *muito frágeis* as com  $IF > 0,45$ .

Além de variáveis de saúde, como as que compõem o Índice de Fragilidade, a PNS também apura dados sociodemográficos, que podem ser usados na integração de seus dados aos da Pesquisa de Orçamentos Familiares.

### **3.4 Fontes de dados: a Pesquisa Nacional de Saúde (PNS)**

A Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) é uma pesquisa domiciliar que coleta informações sobre estado de saúde e uso de medicamentos e serviços de saúde pela população. Sua primeira edição foi a campo em 2013. Com a reformulação das pesquisas domiciliares do IBGE, a PNS substituiu o suplemento de saúde da PNAD, que era aplicado a cada três anos. O último suplemento de saúde da PNAD foi apurado em 2008.

A edição mais recente da PNS foi a campo entre 26 de agosto de 2019 e 13 de março de 2020 (IBGE, 2020). Nessa edição, foram feitas entrevistas em 94.114 domicílios, um total maior que o da edição de 2013 (64.384 domicílios). O questionário usado, no entanto, não foi exatamente igual ao da edição de 2013. Na edição de 2020 houve exclusões e inclusões de variáveis (ver seção 4.5.1, *Estimativa do Índice de Fragilidade com dados da PNS 2020*).

Alguns blocos de perguntas da PNS são aplicados apenas a um morador selecionado em cada domicílio. É o caso, por exemplo, do bloco N - *Percepção do estado de saúde* e do bloco Q - *Doenças crônicas*. Para esses blocos, a amostra de resultados é menor que para questionários como o de características gerais dos moradores – respondido por todos os moradores do domicílio. A PNS também tem uma sub amostra de moradores para os quais coleta dados antropométricos (peso e altura) usados em estudos sobre estado nutricional e obesidade.

### **3.5 Fontes de dados: a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF)**

A Pesquisa de Orçamentos Familiares é uma pesquisa domiciliar que coleta dados sobre consumo, renda e condições de vida em todo o país, com amostras representativas para cada unidade da federação e para as regiões metropolitanas. A POF é coletada ao longo de um ano (para evitar problemas de sazonalidade) e sua edição

mais recente (2017-2018) visitou 57.920 domicílios (IBGE, 2019). A edição anterior (2008-2009) visitou 55.970 domicílios (IBGE, 2012).

O principal objetivo da POF é obter informações sobre a estrutura orçamentária das famílias: informações sobre consumo e renda. Seus resultados são usados para atualizar as estruturas de ponderação e locais de coleta dos índices de preço ao consumidor, para estimar o consumo final das famílias nas Contas Nacionais e para produzir indicadores econômicos e sociais que subsidiem políticas públicas.

As despesas com consumo, na POF, “correspondem às despesas realizadas pelas unidades de consumo com aquisições de bens e serviços utilizados para atender diretamente às necessidades e desejos pessoais de seus componentes no período da pesquisa” (POF, 2019).

A primeira grande pesquisa sobre consumo no Brasil foi o Estudo Nacional de Despesa Familiar (ENDEF) realizado em 1974-1975. Depois dele, foram feitas cinco edições da POF, a mais recente com dados coletados entre 11 de julho de 2017 e 9 de julho de 2018.

Na pesquisa, foram apurados dados em sete questionários:

POF 1 - Questionário de características do domicílio e dos moradores

POF 2 - Questionário de aquisição coletiva

POF 3 - Caderneta de aquisição coletiva

POF 4 - Questionário de aquisição individual

POF 5 - Questionário de trabalho e rendimento individual

POF 6 - Avaliação das condições de vida

POF 7 - Bloco de consumo alimentar pessoal

Cada questionário é dividido em seções e, dentro de um mesmo questionário, pode haver seções com diferenças em relação, por exemplo, ao período de referência das aquisições de bens e serviços. Há períodos de sete dias, 30 dias, 90 dias e 12 meses, definidos a partir da frequência provável de aquisição dos itens consumidos. O questionário POF 4 apura as aquisições feitas individualmente por cada morador do domicílio. As aquisições de medicamentos e serviços de saúde estão nesse questionário, nas seções 29A (Aquisição de produtos farmacêuticos) e 42A (Serviços de assistência à



saúde). Na seção 29A são perguntadas as aquisições de medicamentos nos últimos 30 dias e, na 42A, o período de referência para a aquisição de serviços é de 90 dias.

As seções 29A e 42A apresentam diferentes itens de consumo pré-definidos (vide *Anexo*). No caso de medicamentos, a maior parte dos itens é definida por finalidade terapêutica (*Para dor ou febre, Para tosse e resfriado* etc.). A seção 29A inclui também alguns itens que podem não ser considerados consumo de medicamentos. As vacinas, por exemplo, estão nessa seção embora possam ser classificadas como serviços de saúde – pois sua aplicação envolve um serviço. A seção inclui também materiais para curativo, agulhas, seringas, preservativos e outros itens comprados em farmácias que não são medicamentos mas são produtos para a saúde.

Na seção 42A, há itens como *Plano de assistência médica* e *Consulta médica com clínico geral*. Aquisições de artigos ortopédicos, aparelhos dentários e óculos de grau também fazem parte da seção 42A. Para cada item nas seções 29A e 42A, são perguntados o valor, a forma de obtenção (compra, doação etc.) e o local de aquisição do bem ou serviço. Se houver aquisição de algum item de saúde não listado, o entrevistador deve acrescentar o novo item ao questionário.

A POF 2017-2018 tem valores consumidos da forma como foram declarados pelos entrevistados (preços correntes) e valores deflacionados para uma data de referência (15 de janeiro de 2018). Como a pesquisa é coletada ao longo de um ano, o ideal é trabalhar com os dados a preços de 15 de janeiro, para evitar que a inflação, durante o período de coleta, introduza distorções nos resultados.

O valor do consumo de planos e seguros de saúde na POF equivale ao que foi declarado como despesa pelas famílias. Segundo a orientação do *Manual do agente de pesquisa* (IBGE, 2017), os planos de saúde pagos por empresas são registrados como consumo *sem desembolso de recursos* (doação) na apuração da pesquisa. Mas seus totais não fazem parte dos microdados da primeira divulgação da POF. Os planos parcialmente pagos por empresas são registrados em duas linhas diferentes, com a parte paga pela empresa registrada como *sem desembolso* e a parte paga pelo funcionário como *com desembolso* (e incluída nos microdados). Despesas com atendimento médico reembolsadas pelo plano de saúde são registradas como consumo *com desembolso* na seção 42A e como reembolso na seção 55 da POF.

Embora a pesquisa apure valores apresentados pelos usuários para seus tratamentos na rede pública de saúde (IBGE, 2017), esses valores não foram publicados nos microdados da primeira divulgação de resultados. O IBGE os publicou em uma base complementar, em novembro de 2020, e eles foram usados na estimativa da elasticidade-renda da demanda (seção 3.2, acima).

No caso de medicamentos e materiais como próteses, óculos e aparelhos dentários, o primeiro arquivo de microdados da POF inclui o consumo sem desembolso de recursos. Ele está relacionado à obtenção de bens por doação, à retirada de medicamentos em postos de saúde e a outras formas de obtenção que não têm como contrapartida um pagamento (Quadro 1). Tanto os totais *com* quanto os *sem desembolso* de recursos, para esses bens, são considerados consumo na definição da POF. Os valores do consumo de medicamentos sem desembolso de recursos na POF são estimativas de valor feitas pelas pessoas que adquiriram os medicamentos.

A POF não tem registro de aquisições de medicamentos ou serviços de saúde por pessoas com menos de 10 anos de idade. Essas aquisições estão associadas aos responsáveis por elas, não aos usuários do item adquirido. Há registro de consumo por pessoas com até 111 anos de idade mas, para as idades mais avançadas, a amostra pequena conduz a estimativas com variabilidade muito grande.

Quadro 1: Formas de obtenção de bens e serviços

POF 2017- 2018	Grupo
Monetária à vista para a unidade de consumo	<i>Com desembolso</i>
Monetária à vista para outra unidade de consumo	
Monetária a prazo para a unidade de consumo	
Monetária a prazo para outra unidade de consumo	
Cartão de crédito à vista para a unidade de consumo	
Cartão de crédito à vista para outra unidade de consumo	
Doação	<i>Sem desembolso</i>
Retirada do negócio	
Troca	
Produção própria	
Outra	

### 3.6 Integração de bases de dados com *matching* estatístico

Quando se quer juntar duas bases de dados que não têm observações em comum, a alternativa mais usada é o *matching* estatístico (D’ORAZIO *et al.*, 2006). O *matching* é usado quando o que há em comum entre as bases – e que será usado para associá-las – são algumas variáveis. O *matching* é diferente do *record linkage*, outra forma de associar bases de dados. No *record linkage*, as bases pareadas têm dados das mesmas pessoas/observações. Elas têm um identificador comum: um nome ou número de registro que permite identificar uma mesma pessoa nas duas bases de dados.

No exemplo a baixo (Quadro2), o objetivo do *matching* é preencher a variável **Z** na base de dados A. Não há nenhuma linha em que as variáveis **Y** e **Z** apareçam conjuntamente: não há informação suficiente para produzir uma tabela de contingência ou estimar diretamente a relação entre **Y** e **Z**. Mas, a partir das relações entre **X** e **Z**, estimadas com a base de dados B, pode ser possível estimar valores para **Z** na base A.

Quadro 2: *Matching* das bases A e B com variáveis **X** em comum entre as bases

	<b>Y</b>	<b>X</b>			<b>Z</b>
<b>Base A</b>	$y_1$	$x_{i_1}$	$x_{j_1}$	$x_{k_1}$	
	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	
	$y_{nA}$	$x_{i_{nA}}$	$x_{j_{nA}}$	$x_{k_{nA}}$	
<b>Base B</b>		$x_{i_1}$	$x_{j_1}$	$x_{k_1}$	$z_1$
		$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
		$x_{i_{nB}}$	$x_{j_{nB}}$	$x_{k_{nB}}$	$z_{nB}$

O processo de *matching* pode ser feito de várias maneiras dependendo dos dados analisados. A Figura 2 apresenta algumas etapas e técnicas do processo. Cada uma delas é descrita no texto a seguir.

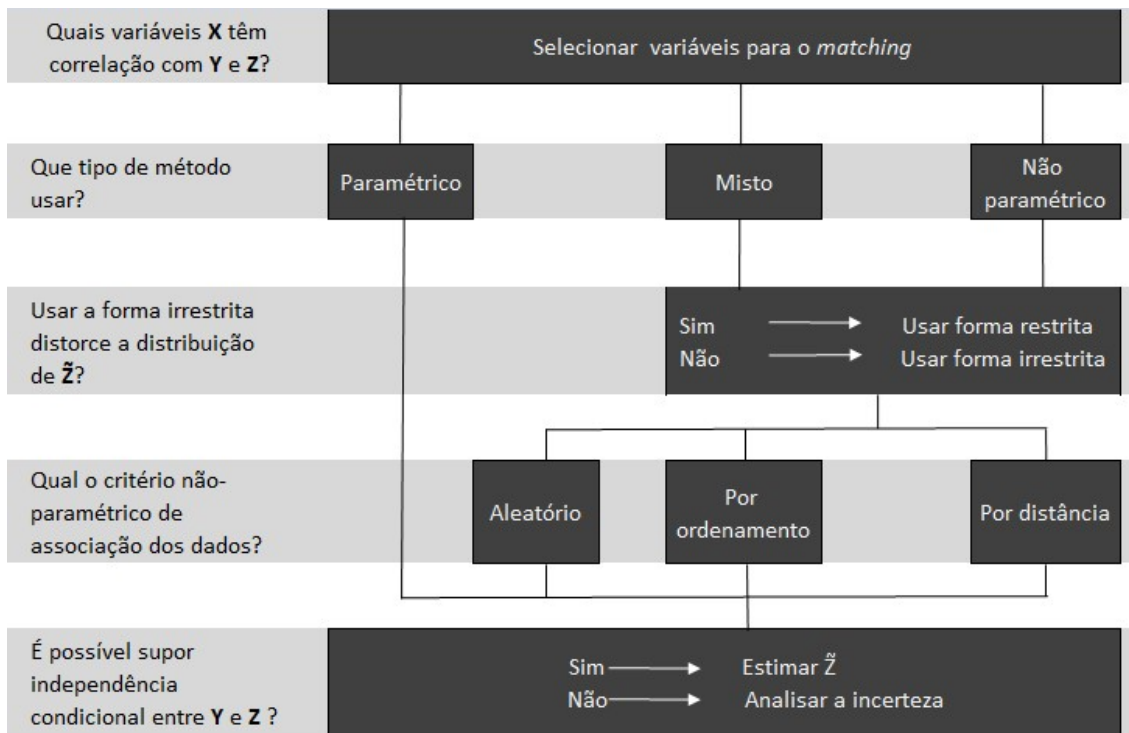


Figura 2: Etapas para o processo de *matching estatístico*

### 3.6.1 Seleção de variáveis para o *matching*

As variáveis  $X$  usadas nos modelos devem ser significativamente correlacionadas tanto a  $Y$  quanto a  $Z$ . Além disso, especialmente em modelos paramétricos, elas devem ser similares nas duas bases: uma determinada variável  $X$  na base A não pode ter média ou distribuição muito diferentes de sua média e distribuição na base B.

Em modelos paramétricos, os coeficientes para a relação entre  $X$  e  $Z$  serão obtidos com a base B e, depois, aplicados aos valores de  $X$  da base A. Com perfis diferentes para  $X$  nas duas bases, isso levará a projeções de má qualidade para  $Z$ .

### 3.6.2 Tipos de modelo

Os modelos de *matching* podem ser divididos em:

- Paramétricos
- Não paramétricos
- Mistos

Os modelos mistos são combinações de modelos paramétricos e não paramétricos.

### 3.6.2.1 Modelos paramétricos

Nos modelos paramétricos, a partir dos dados da base A, são estimadas as relações entre  $Y$  e  $X$  e, a partir dos dados da base B, as relações entre  $Z$  e  $X$ .

Na versão mais simples desses modelos, é adotada a hipótese de independência condicional entre  $Y$  e  $Z$ , quer dizer: a hipótese de que  $Y$  só afeta  $Z$  através das variáveis  $X$ . Assim, a correlação entre  $Y$  e  $Z$ , dadas as variáveis comuns  $X$ , é igual a zero (Equação 8):

$$\rho_{YZ|X} = 0 \quad (8)$$

e a correlação entre  $Y$  e  $Z$  será dada pela equação 9:

$$\rho_{YZ} = \rho_{YX} \cdot \rho_{ZX} \quad (9)$$

No caso multivariado, com  $P$  variáveis em  $X$  e independência condicional entre  $Y$  e  $Z$ ,  $\rho_{YZ}$  é dado pela equação 10:

$$\sum_{i=1}^P \sum_{j=1}^P \text{Corr}(Y, X_i) \cdot C^{ij} \cdot \text{Corr}(X_j, Z) \quad (10)$$

onde  $C^{ij}$  é o elemento  $(i, j)$  do inverso da matriz de correlação de  $X$ .

Feita a regressão de  $Z$  em relação a  $X$  com os dados da base B, os coeficientes ( $\beta$ s) obtidos podem ser usados para estimar  $\tilde{Z}$  na base A (Equação 11).

$$\tilde{Z} = \beta_0 + \beta_{ZX} \cdot X + e \quad (11)$$

No modelo paramétrico, um resíduo  $e$ , com distribuição Normal e média zero, precisa ser somado à estimativa. Sem esse resíduo, a variância de  $\tilde{Z}$  ficaria menor que a variância da variável  $Z$  original. Sem ele, todos os pontos de  $\tilde{Z}$  ficariam sobre a reta de regressão e  $\tilde{Z}$  geraria matrizes singulares quando fosse usado em conjunto com  $X$  pois seria uma combinação linear das variáveis de  $X$ . Além disso, sem o resíduo, a correlação entre  $\tilde{Z}$  e  $Y$  pode sofrer alterações durante o processo de estimativa (MORIARITY e SCHEUREN, 2001).


Os modelos paramétricos podem gerar valores de  $\tilde{Z}$  que não existem no vetor  $Z$  original: podem ser frações (quando a variável original é discreta) ou valores negativos para variáveis em que isso não faz sentido. Esse tipo de problema é evitado com o uso de métodos não paramétricos.

### 3.6.2.2 Modelos não paramétricos (restritos e irrestritos)

Os modelos não paramétricos atribuem o valor da variável  $Z$  de uma determinada observação na base B a outra observação, com variáveis  $X$  similares, na base A (Quadro 3).

Quadro 3: Imputação de valores

	<b>Y</b>	<b>X</b>	<b>Z</b>
<b>Base A</b>	$y_1$	$x_1$	
	$\vdots$	$\vdots$	
	$y_{nA}$	$x_{nA}$	
<b>Base B</b>		$x_1$	$z_1$
		$\vdots$	$\vdots$
		$x_{nB}$	$z_{nB}$



Os processos mais usados para isso são os de *hot deck*. Há diferentes tipos de *hot deck*. Os mais comuns são (D'ORAZIO *et al.*, 2006):

- aleatório (*random hot deck*)
- por ordenamento (*rank hot deck*)
- por distância (*distance hot deck*).

Em cada um desses casos, o método tem que se ajustar a uma das seguintes categorias:

- restrito (*constrained*)
- irrestrito (*unconstrained*).

No *hot deck* restrito há apenas uma linha receptora na base A associada a cada observação na base doadora (B): não há repetição de valores de B nas imputações feitas à base A. Para isso, é preciso que o número de observações na base doadora seja igual ou maior que o da base receptora<sup>2</sup>.

O método irrestrito não tem a exigência de não repetir ou de usar todos os valores da base doadora. No *hot deck* por distância, ele tem a vantagem de obter distâncias médias menores (quer dizer: maior similaridade) entre doadores e receptores. A vantagem do método restrito é preservar a distribuição original da variável imputada na base receptora.

#### **3.6.2.2.1 Hot deck aleatório**

No *hot deck* aleatório, um registro no arquivo B é escolhido aleatoriamente e imputado à base A. O método pode ser aplicado a grupos definidos nas duas bases, delimitados de acordo com variáveis categóricas. Em um *hot deck* com variáveis de características pessoais, por exemplo, um registro da variável **Z** de uma mulher de 40 anos no Rio de Janeiro, na base B, pode ser imputado à base A para uma linha com as mesmas características de sexo, idade e estado.

Aplicado a grupos definidos por variáveis como sexo e faixa de idade (**X**), esse método produz um vetor  $\tilde{\mathbf{Z}}$  na base A em que, dado o efeito das variáveis categóricas **X**, a variável  $\tilde{\mathbf{Z}}$  imputada não tem correlação com as demais (independência condicional). Na versão restrita do *hot deck* aleatório, a seleção de **Z** na base B é feita sem reposição.

---

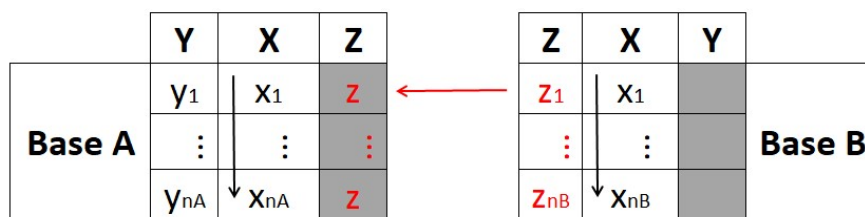
<sup>2</sup> Foi considerado também como restrito o caso em que todos os valores da base doadora são usados (base doadora menor que a receptora). Assim como no caso em que cada valor da base doadora é usado apenas uma vez, este também pode ser implementado de forma que preserve a distribuição original da variável imputada.

### 3.6.2.2.2 Hot deck por ordenamento

Quando a variável explicativa **X** é ordinal ou contínua, é possível usar essa sequência de valores para fazer o *matching* das bases de dados.

Nessa versão do *matching*, os arquivos A e B são ordenados separadamente, de acordo com os valores de **X** e, depois, associados, de acordo com a posição das observações nas bases ordenadas (Quadro 4).

Quadro 4: *Hot deck* por ordenamento



Em uma base com pesos amostrais, uma alternativa é reponderar a base B de modo que a soma dos pesos passe a ser igual à soma dos pesos da base A. Depois disso, se B tiver menos linhas que A, os valores de B podem ser selecionados sequencialmente, a partir do primeiro. Nesse caso, a segunda linha de A é preenchida repetindo o valor de **Z** da primeira linha da base B se o peso na linha 1 na base B for maior que a soma dos pesos nas linhas 1 e 2 na base A. Caso contrário, seleciona-se o valor de **Z** da linha 2 na base B.

Os valores de B vão sendo incluídos à medida que a soma dos pesos de 1 até a linha *n* da base A se torna maior que a soma dos pesos de 1 até a linha do último valor de **Z** selecionado em B:

$$\text{Se } \sum_1^{n_A} \text{Peso}_A > \sum_1^{n_{\text{selec}B}} \text{Peso}_B, \text{ selecionar o } \mathbf{Z} \text{ da próxima linha na base B.}$$

Um exemplo da aplicação desse método é apresentado na seção 4.5.2.2 do capítulo de Materiais e Métodos e detalhado no Apêndice 1.



### 3.6.2.2.3 Hot deck por distância

No *hot deck* por distância, é possível usar várias variáveis  $\mathbf{X}$  para associar as bases A e B. Cada valor doado pela base B é associado à observação mais próxima na base A. A proximidade é calculada de acordo com as variáveis comuns às duas bases ( $\mathbf{X}$ ) e com um critério pré-definido de distância (Euclidiana, de Mahalanobis, de Manhattan etc.).

Nesse método, quando duas ou mais observações de B estão à mesma distância de uma observação na base A, uma delas tem seu valor de  $\mathbf{Z}$  escolhido aleatoriamente.

### 3.6.2.3 Modelos mistos

Os modelos mistos adotam primeiro um modelo paramétrico e, em seguida, um não paramétrico. A parte paramétrica do modelo permite, por exemplo, simular diferentes relações entre  $\mathbf{Y}$  e  $\mathbf{Z}$ , indo além da hipótese de independência condicional entre as duas variáveis.

A parte não paramétrica do modelo faz com que os valores imputados sejam valores reais, que efetivamente ocorrem na base de dados ou no registro administrativo em que são apurados. Há várias combinações possíveis que levam a modelos mistos. O modelo descrito a seguir foi proposto por KADANE (1978) e adaptado por MORIARITY e SCHEUREN (2001).

A primeira etapa desse modelo é a estimativa dos coeficientes da regressão de  $\mathbf{Y}$  em relação às variáveis  $\mathbf{X}$  na base A e de  $\mathbf{Z}$  em relação a  $\mathbf{X}$  na base B. Em seguida, se imputam valores de  $\tilde{\mathbf{Z}}$  à base A e de  $\tilde{\mathbf{Y}}$  à base B de acordo com a equação 12 e com sua equivalente para  $\tilde{\mathbf{Y}}$ .

$$\tilde{\mathbf{Z}} = \beta_0 + \beta_{ZX} \cdot \mathbf{X} + \mathbf{e} \quad (12)$$

O método misto, assim como o paramétrico, permite testar valores para  $\rho_{YZ|X}$  diferentes de zero aplicando outros coeficientes na imputação (equações 13 e 14):


$$\text{- Base A: } \tilde{\mathbf{Z}} = \beta_0 + \beta_{ZX|Y} \cdot \mathbf{X} + \beta_{ZY|X} \cdot \mathbf{Y} + \mathbf{e} \quad (13)$$

$$\text{- Base B: } \tilde{\mathbf{Y}} = \beta_0 + \beta_{YX|Z} \cdot \mathbf{X} + \beta_{ZY|X} \cdot \mathbf{Z} + \mathbf{e} \quad (14)$$

Na segunda etapa deste método, é feito um *hot deck* por distância, usando como referência para as distâncias os valores originais e os imputados na etapa paramétrica para **Y** e **Z**. Nesse *hot deck*, os valores originais de **Z**, vindos da base B, são imputados à base A (Quadro 5):

Quadro 5: Parte não paramétrica do modelo misto

	<b>Y</b>	<b>Z</b>	<b>Z<sub>2</sub></b>
<b>Base A</b>	Y <sub>1</sub>	$\tilde{z}_1$	
	⋮	⋮	⋮
	Y <sub>nA</sub>	$\tilde{z}_{nA}$	
<b>Base B</b>	$\tilde{y}_1$	z <sub>1</sub>	z <sub>1</sub>
	⋮	⋮	⋮
	$\tilde{y}_{nB}$	z <sub>nB</sub>	z <sub>nB</sub>



### 3.6.3 Análise da incerteza

A hipótese de independência condicional entre **Y** e **Z** é, quase sempre, uma simplificação excessiva. Uma alternativa para lidar com a incerteza na definição de  $\rho_{YZ}$  é calcular, dadas as correlações de **Y** e **X** e de **Z** e **X**, o intervalo de valores possíveis para  $\rho_{YZ}$ . Um intervalo muito grande implica em mais incerteza sobre o valor dessa correlação.

O intervalo para  $\rho_{YZ}$  pode ser delimitado a partir da matriz de correlações abaixo que, para ser coerente, tem que ser positiva e (semi) definida, quer dizer, tem que ter determinante maior ou igual a zero (Equação 15).

$$Corr(X, Y, Z) = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{XY} & \rho_{XZ} \\ \rho_{XY} & 1 & \rho_{YZ} \\ \rho_{XZ} & \rho_{YZ} & 1 \end{pmatrix} \quad (15)$$

A matriz terá determinante maior ou igual a zero se  $\rho_{YZ}$  tiver valores dentro do intervalo a seguir (Equação 16).

$$\rho_{XY} \cdot \rho_{XZ} \pm \sqrt{(1 - \rho_{XY}^2) \cdot (1 - \rho_{XZ}^2)} \quad (16)$$

Nesse caso, o intervalo é definido em torno do ponto de independência condicional ( $\rho_{XY} \cdot \rho_{XZ}$ ) e é maior quando as variações de  $\mathbf{Y}$  e  $\mathbf{Z}$  não explicadas por  $\mathbf{X}$  [ $(1 - \rho_{XY}^2)$  e  $(1 - \rho_{XZ}^2)$ ] são maiores.

No caso multivariado (MORIARITY e SCHEUREN, 2001), o intervalo de valores para  $\rho_{YZ}$  é dado pela equação 17:

$$D \pm \sqrt{E} \quad (17)$$

onde

$$D = \sum_{i=1}^P \sum_{j=1}^P \text{Corr}(Y, X_i) \cdot C^{ij} \cdot \text{Corr}(X_j, Z)$$

e

$$E = \left[ 1 - \sum_{i=1}^P \sum_{j=1}^P \text{Corr}(Y, X_i) \cdot C^{ij} \cdot \text{Corr}(X_j, Y) \right] \\ * \left[ 1 - \sum_{i=1}^P \sum_{j=1}^P \text{Corr}(Z, X_i) \cdot C^{ij} \cdot \text{Corr}(X_j, Z) \right]$$

em que  $p$  é o número de variáveis  $\mathbf{X}$  e  $C^{ij}$  é o elemento  $(i, j)$  do inverso da matriz de correlação de  $\mathbf{X}$ .

### 3.6.3.1 Uso dos limites do intervalo de incerteza para definir parâmetros do modelo

Na parte paramétrica do modelo, é possível fazer estimativas a partir de um ou dos dois limites do intervalo de incerteza definidos na seção anterior. Se a direção do efeito de  $\mathbf{Y}$  sobre  $\mathbf{Z}$  for conhecida, é possível criar duas séries da variável  $\mathbf{Z}$ , na base A: a primeira supondo independência condicional entre  $\mathbf{Y}$  e  $\mathbf{Z}$  e a segunda, atribuindo um valor (associado a um dos limites do intervalo incerteza) para a correlação entre  $\mathbf{Y}$  e  $\mathbf{Z}$ , que é limitada por suas relações com as variáveis  $\mathbf{X}$ . A segunda série, então, considera que (Equação 18):

$$\rho_{YZ|X} \neq 0 \quad (18)$$

Os coeficientes para projeção da primeira série serão estimados em uma regressão linear com os valores da base B. Esses coeficientes representam a relação entre cada variável  $\mathbf{X}$  e  $\mathbf{Z}$ , com independência condicional entre  $\mathbf{Y}$  e  $\mathbf{Z}$ .

Em seguida, para cada linha da base A, cada coeficiente estimado na base B (com exceção do associado à constante) é multiplicado pela diferença entre o valor das variáveis  $\mathbf{X}$  associadas a ele e a média dessas variáveis  $\mathbf{X}$  na base A. Em cada linha da base A, o somatório do produto  $\boldsymbol{\beta} * (\mathbf{X} - \text{média de } \mathbf{X})$  é somado à média de  $\mathbf{Z}$  da base B – forçando a média do valor projetado a ficar próxima à média desse valor na base B (Equação 19).

$$\tilde{\mathbf{Z}}_A = \text{Média } \mathbf{Z}_B + (\mathbf{X}_A - \text{Média } \mathbf{X}_A) * \boldsymbol{\beta}_B \quad (19)$$

Dessa forma, se estima a versão paramétrica de  $\mathbf{Z}$  com independência condicional entre  $\mathbf{Y}$  e  $\mathbf{Z}$ .

Para incluir a relação direta entre o  $\mathbf{Y}$  e  $\mathbf{Z}$  no modelo, é preciso estimar os coeficientes analiticamente (D'ORAZIO *et al.*, 2006) em vez de apenas fazer uma regressão.

Para isso, são calculadas a matriz de covariâncias das variáveis  $\mathbf{X}$  da base B ( $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ ) e a matriz de covariâncias entre  $\mathbf{Y}$  e cada variável  $\mathbf{X}$  ( $\mathbf{X}'\mathbf{Y}$ ) na base A. O vetor  $\mathbf{X}'\mathbf{Y}$  é usado para completar a matriz  $\mathbf{X}'\mathbf{X}$  como se ela incluísse as relações de  $\mathbf{X}$  com mais uma variável ( $\mathbf{Y}$ ) (Figura 3).

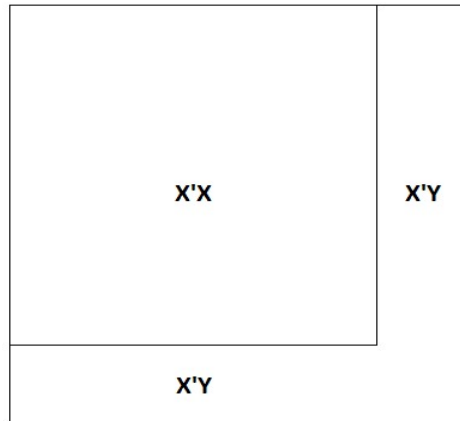


Figura 3: Matriz  $X'X$  com mais uma variável

Essa nova matriz  $X'X$  – com mais uma linha e uma coluna – é então invertida, obtendo-se a matriz  $(X'X)^{-1}$ .

Em paralelo, é calculado o vetor de correlações entre cada variável  $X$ , na base  $B$ , e  $Z$  ( $X'Z$ ).

O vetor  $X'Z$  é completado com mais um elemento: a covariância imputada entre  $Y$  e  $Z$  (Figura 4).

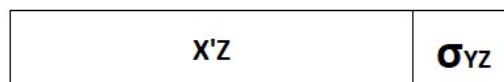


Figura 4: Vetor  $X'Z$  com mais uma variável

Os novos coeficientes são obtidos multiplicando as versões expandidas de  $X'X^{-1}$  e  $X'Z$  como mostra a equação 20.

$$\beta = (X'X)^{-1} X'Z \quad (20)$$

Esses novos coeficientes são então multiplicados pelas diferenças entre os  $X$  e as médias de  $X$  na base  $A$ , como no caso da projeção de  $\tilde{Z}$  com independência condicional.

A diferença é que a matriz  $\mathbf{X}$  usada nesta multiplicação inclui, além das variáveis  $\mathbf{X}$ , a variável  $\mathbf{Y}$ , que agora terá correlação direta com  $\mathbf{Z}$  (Equação 21).

$$\tilde{\mathbf{Z}}_A = \text{Med } \mathbf{Z}_B + \boldsymbol{\beta}_B * (\mathbf{X}_A - \text{Med } \mathbf{X}_A) + \beta_{YZ} (\mathbf{Y}_A - \text{Med } \mathbf{Y}_A) \quad (21)$$

O valor de  $\sigma_{YZ}$  é definido como o teto das correlações possíveis para  $\mathbf{Y}$  e  $\mathbf{Z}$  dado pelas as correlações dessas duas variáveis com as variáveis  $\mathbf{X}$  (MORIARITY e SCHEUREN, 2001). Se a relação entre  $\mathbf{Y}$  e  $\mathbf{Z}$  for, pela natureza das variáveis, positiva (por exemplo, tudo mais constante, pessoas mais frágeis consumirão mais medicamentos que pessoas menos frágeis), o intervalo de incerteza para a relação direta entre  $\mathbf{Y}$  e  $\mathbf{Z}$  começa no ponto de independência condicional e vai até o teto do intervalo definido no item 3.6.3.

As duas estimativas de  $\tilde{\mathbf{Z}}$  devem ser incluídas como variáveis na base A. No *matching* misto, elas serão usadas como ponto de partida para a parte não paramétrica do modelo (*hot deck*) em que serão produzidas mais duas estimativas de  $\tilde{\mathbf{Z}}$  na base A.

## 4 MATERIAIS E MÉTODOS

Para facilitar a compreensão do desenvolvimento da tese, podemos dividir as análises em três etapas: 1) estimativa do consumo de medicamentos e serviços de saúde; 2) estimativa do comprometimento da renda das famílias com saúde suplementar e 3) estimativa da demanda por produtos de saúde associada a mudanças na estrutura demográfica e de renda e estimativa da demanda por medicamentos associada a mudanças no estado de saúde dos idosos. A Figura 5 descreve estas etapas e detalha um pouco algumas delas.

As análises do uso de medicamentos de programas públicos de assistência farmacêutica e do comprometimento da renda das famílias com planos de saúde são apresentadas de forma resumida pois são descritas em artigos publicados e apresentados nos Apêndices 2 e 3, respectivamente.

### 4.1 Seleção de variáveis da POF para estimativa do consumo e de projeções de demanda

A base de dados da POF é dividida em diferentes arquivos, dos quais dois foram usados nestas estimativas: características individuais dos moradores e aquisições individuais. No arquivo de aquisições individuais estão os dados dos questionários 29A e 42A, com os totais consumidos, por entrevistado, para cada tipo de medicamento e serviço de saúde.

Do arquivo de características individuais foram extraídas as variáveis a seguir (com o nome/código da variável na base da POF entre parênteses):

- Unidade da federação onde o domicílio está localizado (UF);
- Idade do morador em anos (V0403);
- Sexo do morador (V0404);
- Renda total do domicílio (RENDA\_TOTAL). Para cada pessoa na base de dados, esta variável apresenta a soma do valor de todos os itens relacionados à renda de todos os ocupantes de seu domicílio, incluindo salários, transferências, vendas de bens etc..

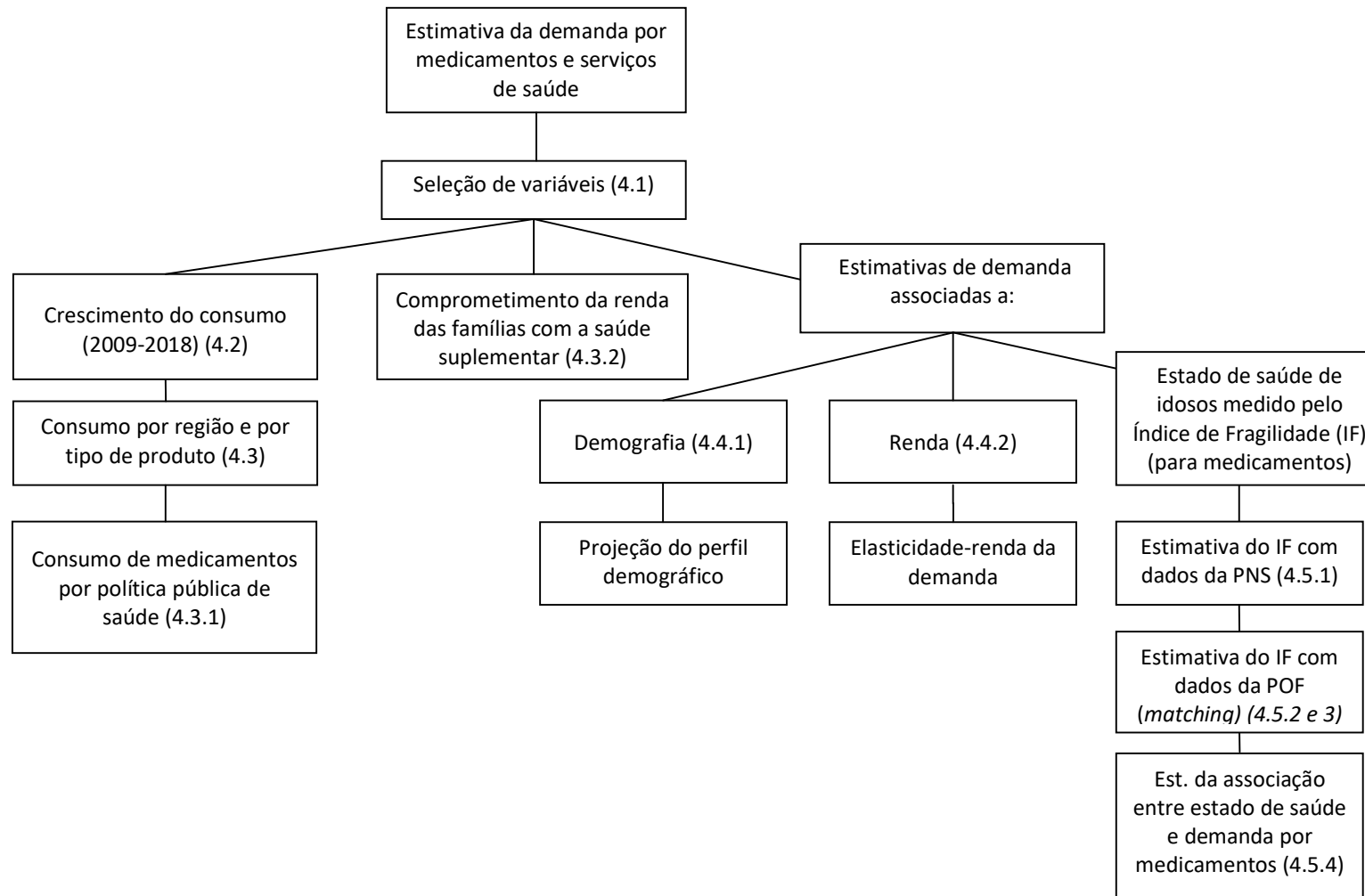


Figura 5: Estrutura geral das análises desenvolvidas na tese, dividida em três etapas: 1) estimativa de consumo de medicamentos e serviços de saúde, 2) comprometimento da renda das famílias com saúde suplementar e 3) estimativa da associação entre mudanças na estrutura demográfica e na renda com a demanda por medicamentos e serviços de saúde e da associação entre estado de saúde dos idosos e demanda por medicamentos.



- Peso amostral associado a cada pessoa, já com o tratamento para não respostas (PESO\_FINAL). Na base da POF, o peso amostral de cada pessoa é atribuído também a cada uma de suas aquisições de medicamentos e serviços de saúde no cálculo do total do consumo.

Do arquivo de aquisições individuais foram usadas as variáveis de:

- Valor da aquisição deflacionado para 15 de janeiro de 2018 – data de referência da pesquisa (V8000\_DEFLA);

- Variável de anualização: usada para transformar os totais mensais e trimestrais apurados pela pesquisa em totais anuais. Essa variável tem valor 12 para aquisições de medicamentos (feitas nos últimos 30 dias) e 4 para os serviços – em que o questionário apura as aquisições dos últimos 90 dias (FATOR\_ANUALIZACAO);

- Variável que define a seção do questionário em que os dados foram apurados (QUADRO);

- Código identificador do produto pesquisado (V9001).

Uma variável composta – com a identificação de cada morador – foi usada para associar os dados dos dois arquivos nas projeções de demanda. Essa variável é uma composição dos códigos de Unidade primária de amostragem (COD\_UPA), Número do domicílio (NUM\_DOM), Número da unidade de consumo (NUM\_UCE) e Número do morador no domicílio (COD\_INFORMANTE).

## **4.2 Estimativa do crescimento do consumo entre 2009 e 2018**

Para estimar o crescimento do consumo de medicamentos e serviços de saúde entre 2009 e 2018, a primeira coisa a fazer é calcular a razão entre os totais de medicamentos e serviços consumidos segundo as edições da POF com data de referência nesses anos (taxa de variação). O passo seguinte é deflacionar essas taxas, dividindo-as por índices de preços específicos (apresentados a seguir) e chegando a crescimentos em volume que levem em conta apenas as mudanças de quantidade e de participação de cada produto nas cestas relacionadas a medicamentos e serviços de saúde nesse período.

Para obter variações de valor do consumo de medicamentos e serviços de saúde entre as duas edições mais recentes da Pesquisa de Orçamentos Familiares, foram calculados os totais nominais para os valores nas seções de produtos farmacêuticos (29A) e de serviços de saúde (42A) das duas edições da pesquisa. Dividindo os totais de consumo da edição com referência em 15 de janeiro de 2018 pelos totais da edição com referência em 15 janeiro de 2009, obteve-se as taxas de variação de valor do consumo para medicamentos e para serviços de saúde.

As taxas de variação do volume consumido desses produtos, no período entre as pesquisas, resulta da divisão das taxas de variação de valor pelas taxas de variação de preços acumuladas no período – considerando apenas os itens do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) relacionados a medicamentos e a serviços de saúde (Equação 22).

$$\textit{Taxa de variação de volume} = \frac{\textit{Taxa de variação de valor}}{\textit{Taxa de variação de preços}} \quad (22)$$

O IPCA é uma média ponderada da variação dos preços de vários produtos. As variações de preço, para cada produto, são publicadas no site do IBGE com diferentes níveis de agregação. Os níveis de agregação por produto são estruturados em *Grupos*, *Subgrupos*, *Itens* e *Subitens*. O grupo *Saúde e cuidados pessoais*, por exemplo, agrega três subgrupos: *Produtos farmacêuticos e óticos*, *Serviços de Saúde* e *Cuidados Pessoais*.

Dentro do subgrupo *Produtos farmacêuticos e óticos* há os itens *Produtos farmacêuticos* e *Produtos óticos* e, dentro do item *Produtos farmacêuticos*, estão os subitens descritos por tipo de medicamento (*Anti-infeccioso e antibiótico*, *Analgésico* e *antitérmico* etc.)

Para deflacionar a variação de valor de medicamentos, o item do IPCA usado foi o de *Produtos farmacêuticos*. Para os serviços, foi usado o grupo *Serviços de saúde*: que é composto por três itens: *Serviços médicos e dentários*, *Serviços laboratoriais e hospitalares* e *Planos de saúde*.

Como o valor dos produtos obtidos nas duas edições da POF tem como referência o dia 15 de janeiro (quer dizer: se refere ao meio do mês), foi usada apenas

metade da variação de preços medida pelo IPCA em janeiro de 2009 e em janeiro de 2018. Para acumular as variações de preço do IPCA, as taxas de variação de cada mês são multiplicadas pela taxa acumulada até o mês anterior. Por isso, a *metade* das taxas de janeiro tem que ser obtida por uma média geométrica (a raiz quadrada das taxas de janeiro de 2009 e de 2018).

O período entre as datas de referência das duas POFs é de exatamente nove anos. Para converter as taxas de variação acumuladas nesse período em taxas médias anuais, foi obtida a média geométrica anual das taxas de variação acumuladas, elevando essas taxas a 1/9 (Equação 23).

$$\text{Taxa de variação ao ano} = (\text{Taxa de variação em 9 anos})^{1/9} \quad (23)$$

### 4.3 Estimativa do consumo por produto e por região

Para apresentar o consumo anual de cada tipo de medicamento e de serviço de saúde, as variáveis V8000\_DEFLA, PESO\_FINAL e FATOR\_ANUALIZACAO foram multiplicadas em cada linha  $i$  do arquivo de aquisições individuais da POF (Equação 24).

$$\text{Consumo}_i = \text{Valor consumido}_i * \text{Peso amostral}_i * \text{Fator de anaulização}_i \quad (24)$$

O arquivo de aquisições individuais registra cada aquisição de produto em uma linha e tem uma variável (V9001) para registrar, em todas as linhas, os  $p$  códigos de identificação do produto adquirido. Para cada produto  $p$  consumido, foram feitos somatórios dos valores nas diferentes linhas da base dados, obtendo o consumo total anual por produto (Equação 25).

$$\text{Consumo anual por produto}_p = \sum_i \text{Consumo}_{p,i} \quad (25)$$

O número de aquisições de medicamentos e serviços por ano para cada produto  $p$  foi obtido com o somatório de PESO\_FINAL x FATOR\_ANUALIZACAO nas linhas  $i$  com dados para esses produtos (Equação 26).

$$\text{Número de aquisições}_p = \sum_i (\text{Peso amostral}_{i,p} \times \text{Fator de anaulização}_{i,p}) \quad (26)$$

O valor médio por aquisição, apresentado nos resultados, é a razão entre valor consumido e número de aquisições para cada produto  $p$ . No caso dos *Planos de assistência médica*, como o questionário de despesas com serviços de saúde registra as despesas dos 90 dias anteriores ao preenchimento, o valor médio na tabela é também o referente a 90 dias, quer dizer, é a média gasta durante um período de três meses pelas pessoas que pagaram mensalidades desse tipo de plano.

Uma estimativa similar foi feita para o consumo total de medicamentos e de serviços de saúde por região do país. As fórmulas são iguais às usadas para os totais por produto ( $p$ ) mas os somatórios foram feitos de acordo com uma variável de região.

#### **4.3.1 Consumo de medicamentos por política de saúde**

A POF tem informações sobre medicamentos adquiridos com e sem desembolso de recursos pelos entrevistados. As aquisições sem desembolso, em grande medida, estão relacionadas a programas de assistência farmacêutica do governo. Os produtos farmacêuticos da POF associados a algum programa ou a política de acesso a medicamento foram agregados de acordo com esses programas/políticas. A listagem dos produtos associados a cada programa de saúde encontra-se no artigo disponibilizado no Apêndice 2.

Para cada política ou programa de acesso a medicamentos analisado, foi calculada a proporção de pessoas que fizeram aquisições sem desembolso de recursos entre as que adquiriram produtos relacionados ao programa. Essa proporção de pessoas foi calculada para cada faixa de renda. As faixas de renda usadas foram as mesmas usadas nas tabelas resumo da POF: até dois salários-mínimos (SM), 2-3 SM, 3-6 SM, 6-10 SM, 10-15 SM, 15-25 SM e mais de 25 SM. As proporções foram estimadas com a função *svyciprop* do pacote *survey* para o cálculo do intervalo de confiança de 95%, no *software R*.

As projeções de demanda a partir da estrutura demográfica descritas em detalhes na seção 4.4.1 supõem que a proporção de pessoas obtendo medicamentos sem desembolso em cada faixa de idade em cada UF se manterá constante nos próximos anos. As projeções, então, supõem que os programas de assistência farmacêutica crescerão no mesmo ritmo da demanda projetada para os medicamentos.

#### **4.3.2 Comprometimento da renda com o consumo de planos de saúde**

A partir da renda domiciliar (RENDA\_TOTAL), foi calculada a renda domiciliar *per capita* das pessoas que tiveram despesas com planos de saúde. A renda domiciliar *per capita* foi escolhida considerando que a renda do domicílio pode afetar o padrão de consumo de seus integrantes de forma mais significativa que a renda individual de cada um deles.

Foram estimadas as despesas totais com planos de saúde individuais e empresariais e foi calculada a razão entre a despesa mensal com planos e a renda domiciliar *per capita*. Foi identificado então o percentual de pessoas (e, especificamente, de idosos) com gasto com planos de saúde maior que 40,0% da renda domiciliar *per capita* entre os pagantes de planos.

Foi calculada também a razão entre a despesa total com saúde (incluindo gastos com medicamentos, planos e serviços de saúde pagos diretamente) e a renda domiciliar *per capita*. Essa estimativa foi feita em separado para pessoas que pagam planos de saúde e para as que não têm essa despesa. A partir desses valores foi estimado o percentual de pessoas com despesas com saúde de mais de 40% da renda nesses grupos. Essa estimativa foi feita para o total da população e para o grupo com 60 anos ou mais de idade.

Assim como no caso dos medicamentos, as projeções com dados demográficos da seção 4.4.1 supõem que a proporção de pessoas com plano de saúde por faixa de idade em cada UF (Apêndice 3) se mantenha constante ao longo do tempo.

## 4.4 Estimativa da demanda

### 4.4.1 Projeção do perfil demográfico

O primeiro método testado para estimar a demanda a partir da Projeção da População para o período 2010-2060 foi a calibração dos dados da POF ao perfil populacional de cada ano. A calibração dos dados da POF 2017-2018, no entanto, não foi possível para vários estados e mesmo para algumas regiões do país. Para esses casos, o método gera matrizes quase singulares e o processo de cálculo é interrompido. A solução foi usar estimadores de pós-estratificação.

Foram criadas duas variáveis, com o consumo total de medicamento e de serviços de saúde para cada pessoa. Esses totais por pessoa foram então pareados à base com os dados do questionário de características individuais, onde estão as informações sobre sexo e idade dos entrevistados.

Para esta parte da estimativa, foram criadas 14 faixas de idade, a primeira englobando as pessoas com até 19 anos e as seguintes com intervalos de cinco anos até a última, com as pessoas de 80 anos ou mais. As variáveis categóricas com faixa de idade e sexo foram usadas para pós-estratificar a base.

A pós-estratificação atribuiu novos pesos ( $w_i$ ) aos dados, por faixa de idade e sexo, ajustando o perfil da população de acordo com a evolução dessas características ao longo do tempo em cada unidade da federação (UF). Aplicando o total de pessoas por idade e sexo da Projeção da População para cada UF a cada ano, foram obtidos novos pesos amostrais para cada pessoa listada na pesquisa.

Com os dados de cada ano, para cada grupo de faixa etária e sexo em cada UF (cada grupo  $j$ ), os pesos amostrais originais de cada pessoa ( $d_i$ ) foram multiplicados pela razão entre o número de pessoas naquele grupo segundo a Projeção da População e o somatório dos pesos amostrais da POF para o grupo ( $\sum_j d_i$ ) como mostra a equação 27:

$$w_i = d_i \cdot \frac{\text{Número de pessoas no grupo } j}{\sum_j d_i} \quad (27)$$

Aplicando os novos pesos ( $w_i$ ) aos valores do consumo de medicamentos e de serviços de saúde, obteve-se a projeção da demanda a cada ano. A variação entre os valores projetados para cada ano é a variação da demanda por medicamentos e serviços

privados de saúde. A pós-estratificação foi feita com o pacote *survey*, versão 3.35-1, no software *R*, versão 3.5.1.

O crescimento da quantidade de pessoas com 60 anos ou mais em cada UF ao longo dos anos e a proporção de pessoas com 60 anos ou mais foram apresentados como referência para a análise da evolução da demanda na seção de Resultados. Eles foram calculados diretamente a partir dos totais da Projeção da População (IBGE, 2018).

#### **4.4.2 Estimativa da associação entre variações na renda na demanda**

A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) apurou o valor de aquisições com e sem desembolso de recursos tanto para medicamentos quanto para serviços de saúde. Mas, para os serviços, o valor das aquisições sem desembolso não está registrado na base de dados de despesas individuais, ele está na base *Serviço não monetário pof4*.

Para estimar a elasticidade-renda da demanda por serviços de saúde com a base da POF, é preciso encadear a essa base de serviços sem desembolso à base de despesas individuais. Não fazer isso deixaria grande parte das pessoas nas faixas de renda mais baixas com uso de serviços de saúde igual a zero e levaria a uma superestimativa do valor da elasticidade. O consumo sem desembolso, nesse caso, é principalmente o consumo de serviços públicos oferecidos pelo Sistema Único de Saúde (SUS). Supor consumo zero para as pessoas sem desembolso seria supor um cenário diferente do que existe no país, onde a maior parte dos serviços de saúde é oferecida pelo SUS.

Para os medicamentos, como a base de despesas individuais já inclui o valor das aquisições sem desembolso, não é preciso fazer nenhum ajuste. O valor das aquisições de bens e serviços sem desembolso é estimado pelos entrevistados durante a pesquisa. Se, para medicamentos, os valores sem desembolso são muito próximos aos dos mesmos produtos quando adquiridos com desembolso de recursos (ver Apêndice 2), para os serviços há indicações de que isso não acontece. Na POF as aquisições de serviços de saúde com desembolso somam R\$134 bi por ano enquanto a parte sem desembolso soma R\$80 bi. Mas sabemos pela Conta-Satélite de Saúde (IBGE, 2022) que o valor total do consumo de serviços de Saúde Pública é similar ao de serviços privados de saúde.

A parte sem desembolso nos serviços de saúde da POF tem uma grande proporção de valores imputados. Os valores respondidos são geralmente números

redondos, indicando dificuldade dos respondentes em estimar esses totais. Ainda assim, a base de *Serviços não monetários* da POF é a melhor base disponível com dados de renda e consumo para os usuários desses serviços – mas é preciso levar em conta que subestima o consumo. Isso pode levar uma superestimativa da elasticidade uma vez que o consumo sem desembolso está associado a pessoas com menor renda.

Depois de juntar a base de despesas individuais à base *Serviço não monetário* e recalcular a variável com o valor do consumo de serviços de saúde por pessoa, as observações com esses valores foram ordenadas de acordo com a renda domiciliar *per capita* e pós estratificadas 99 vezes.

Na primeira rodada da pós estratificação, foi diminuído o peso das pessoas no primeiro centil de renda domiciliar *per capita* e aumentado o do resto da amostra de forma a manter o total da população constante. Na segunda rodada, foi reduzido o peso das observações nos dois primeiros percentis da distribuição de renda e aumentado o das demais e assim sucessivamente até reduzir o peso dos primeiros 99% e aumentar o do último percentil da população – no topo da distribuição de renda. Para cada uma das 99 rodadas foram calculadas as elasticidades-renda da demanda por medicamentos e por serviços de saúde.

Em seguida, foram feitas estimativas para a influência conjunta de mudanças na estrutura demográfica e na renda sobre a demanda por medicamentos e serviços privados de saúde.

## **4.5 Estimativa da associação entre estado de saúde e demanda**

### **4.5.1 Estimativa do Índice de Fragilidade como *proxy* do estado de saúde**

Para a estimativa do Índice de Fragilidade (IF) foi usada a PNS de 2020. Contudo, esta edição da PNS não apresentava algumas variáveis usadas na versão original do IF (SILVA, 2018) estimado com a edição de 2013 da pesquisa.

O Quadro 6 descreve as variáveis usadas nas duas versões do IF, sendo possível identificar que as variáveis não adotadas na versão atual foram: dificuldade para ouvir, dificuldade para ver, dificuldade de locomoção e deficiência física. Houve ainda uma diferença na pergunta sobre “ocorrência de quedas” que, na PNS 2013, foi “*se o*



*entrevistado tinha tido alguma queda que o levou a procurar um serviço de saúde” e na PNS 2020 foi “se o entrevistado teve ou não alguma queda nos 12 meses anteriores à pesquisa”. No IF com dados de 2020, foi excluída também uma variável relacionada ao diagnóstico de catarata.*

Com essas diferenças em relação ao IF original, o Índice de Fragilidade com dados da PNS 2020 foi elaborado com 32 variáveis, cinco variáveis a menos que na versão original do índice. Em seguida, foi criada uma variável com quatro categorias de fragilidade (*não frágil, vulnerável, frágil e muito frágil*), como descrito em SILVA (2018) e apresentado na seção 3.3.

Quadro 6: Variáveis componentes dos Índices de Fragilidade

Variáveis	IF 2013	IF 2020
Resposta à pergunta "Em geral, como o(a) Sr(a) avalia a sua saúde?"	X	X
Fez quatro ou mais visitas a médicos em 12 meses	X	X
Número de internações hospitalares por 24 horas ou mais	X	X
Nos últimos 12 meses teve atendimento de urgência ou emergência no domicílio	X	X
<b>Nas últimas duas semanas qual o número de dias em que:</b>		
Teve problemas para se concentrar nas suas atividades habituais	X	X
Sentiu-se incomodado por ter pouco interesse ou não sentiu prazer em fazer as coisas	X	X
Apresentou lentidão para se movimentar ou falar, agitação ou inquietação	X	X
<b>Algum médico já lhe deu o diagnóstico de:</b>		
Artrite ou reumatismo	X	X
Câncer	X	X
Hipertensão arterial	X	X
Diabetes	X	X
Qualquer doença do coração como infarto, angina, insuficiência cardíaca ou outra	X	X
AVC	X	X
Catarata	X	NI
Colesterol alto	X	X
Qualquer doença crônica	X	X
Teve indicação de cirurgia para retirar a catarata	X	X
Deixou de realizar atividades habituais e/ou esteve acamado nos últimos 12 meses	X	X
Já fez cirurgia para colocação da ponte de safena ou revascularização	X	X
Prática de atividade física semanal (minutos)	X	X
Teve queda que o levou a procurar o serviço de saúde	X	
Teve alguma queda nos últimos 12 meses		X
<b>Tem:</b>		
Dificuldade para ouvir	X	
Dificuldade de ver	X	
Deficiência física	X	
Dificuldade de locomoção	X	
<b>Grau de dificuldade para, sozinho:</b>		
Comer, incluindo segurar um garfo, cortar alimentos e beber em um copo	X	X
Tomar banho, incluindo entrar e sair do chuveiro ou banheira	X	X
Ir ao banheiro incluindo sentar e levantar do vaso sanitário	X	X
Vestir-se, incluindo calçar meias e sapatos, fechar o zíper, e fechar e abrir botões	X	X
Andar em casa de um cômodo a outro da casa, em um mesmo andar	X	X
Deitar ou levantar da cama	X	X
Sentar ou levantar da cadeira	X	X
Fazer compras, por exemplo de alimentos, roupas ou medicamentos	X	X
Administrar as finanças	X	X
Tomar os remédios	X	X
Ir ao médico	X	X
Sair utilizando um transporte como ônibus, metrô, táxi, carro, etc.	X	X

Fonte: Elaboração própria a partir de SILVA (2018).

NI = Não incluído.

## **4.5.2 Estimativa do Índice de Fragilidade com dados da POF (*matching* estatístico)**

Um modelo misto de *matching* estatístico foi usado para estimar os valores do IF na POF. Primeiro foi construído um modelo de regressão linear para projetar valores iniciais do IF que foram, em seguida, ajustados com um *hot deck*. Os detalhes do *matching* são descritos nas seções a seguir.

### **4.5.2.1 Aplicação do *matching* paramétrico**

#### **4.5.2.1.1 Seleção de variáveis da POF para estimativa do IF**

Para fazer o *matching* é preciso identificar variáveis que sejam comuns às duas bases de dados – com distribuições de probabilidades similares nas duas – e que tenham uma associação significativa com a variável a ser estimada: o IF. O primeiro grupo de variáveis selecionado foi o de características sociodemográficas, que fazem parte tanto da POF quanto da PNS.

A POF e a PNS têm perguntas sobre se o entrevistado tem plano de saúde. Com essa informação foi criada a variável categórica *Plano de saúde*, com valor 1 para quem declarou ser beneficiário de plano. A variável *Cor* foi transformada em binária, com valor 1 para quem se declarou preto, pardo, indígena ou não respondeu. Para as pessoas que se declararam brancas ou amarelas (grupos com médias mais próximas de consumo de medicamentos) a variável tem valor zero. O percentual de não respostas a esse item foi de 0,3% na POF e de menos de 0,01% na PNS para pessoas com 60 anos ou mais.

Variáveis sociodemográficas:

- Idade (numérica, idade em anos)
- Sexo (categórica binária, 1 = sexo feminino)
- Cor (categórica binária, 1 = preto, pardo, indígena ou ND)
- Renda do domicílio (numérica, valor em R\$)
- Plano de saúde (categórica binária, 1 = tem plano de saúde)

Foram selecionadas também nove variáveis categóricas binárias relacionadas ao uso/obtenção de medicamentos para:

- Hipertensão

- Diabetes
- Problemas cardíacos
- Câncer
- Redução do colesterol
- Depressão
- Reumatismo
- Bronquite
- Problemas renais

Na PNS há perguntas sobre se as pessoas tomaram ou receberam recomendação para tomar cada um desses medicamentos mas, na base de dados da POF, foi preciso criar variáveis categóricas para cada um deles (com valor 1 para quem declarou ter adquirido medicamentos para cada condição no questionário de aquisições individuais). No caso da POF, a hipótese adotada foi a de que a pessoa que usou o medicamento foi a mesma que o obteve.

Foram feitas análises descritivas das variáveis acima. As variáveis com médias, frequências ou variâncias diferentes entre as duas bases de dados não foram usadas no *matching*.

A associação entre as variáveis e o Índice de Fragilidade, na base da PNS, foi testada em um modelo de regressão com o IF como variável dependente. Elas foram testadas também contra o logaritmo do consumo de medicamentos, na base da POF. O consumo de medicamentos tem uma distribuição muito concentrada em valores baixos – e muito distante da distribuição Normal. Por isso, a opção adotada foi usar o logaritmo neperiano de seu valor como variável dependente. Nessa regressão, foi somado 1 ao valor do consumo para evitar o surgimento de logaritmos de zero.

Na análise das relações dessas variáveis com o Índice de Fragilidade (IF) e com o logaritmo do consumo de medicamentos, a variável idade foi incluída com dois termos: idade e idade ao quadrado. A idade ao quadrado absorve parte da não-linearidade na relação entre a idade e essas variáveis.

As regressões (modelos lineares generalizados - glm) foram feitas com o pacote *survey* (versão 4.0), do *software R* (versão 4.0.3), levando em conta o desenho do plano amostral das pesquisas.

#### **4.5.2.1.2 Projeções do Índice de Fragilidade na POF**

Uma vez estimados os coeficientes para a relação entre as variáveis explicativas selecionadas e o Índice de Fragilidade na PNS, esses coeficientes foram multiplicados pelos valores das variáveis explicativas na base da POF. O somatório do produto dos coeficientes da PNS pelos valores, para cada observação da POF, levará à primeira estimativa paramétrica do Índice de Fragilidade na POF. Essa estimativa supõe independência condicional entre fragilidade e consumo.

Foi estimado um intervalo de valores possíveis para a correlação entre o logaritmo do consumo e o Índice de Fragilidade dadas as covariâncias que essas variáveis têm com as variáveis explicativas usadas (ver seção 3.6.3). O limite superior desse intervalo foi usado como referência para a correlação direta entre o logaritmo do consumo e o Índice de Fragilidade em uma segunda estimativa paramétrica do índice.

Assim, nessa etapa do *matching*, foram feitas duas estimativas para o Índice de Fragilidade na base da POF: a primeira considerando independência condicional entre o logaritmo do consumo a fragilidade e a segunda, considerando a maior covariância possível entre o logaritmo do consumo e a fragilidade (limitada pelas covariâncias que IF e consumo têm com as variáveis explicativas do modelo).

No caso com independência condicional, foi somado ao IF um ruído com distribuição normal, média zero e variância igual à dos resíduos da regressão que estimou os betas do modelo (ver seção 3.6.2.1). No caso sem independência condicional, usando o valor mais alto do intervalo de incerteza, a variância do IF projetado era maior que a do IF original, então a imputação do resíduo não foi feita (segundo o exemplo das simulações de MORIARITY e SCHEUREN, 2001).

Em análises com IFs estimados com valores intermediários (maiores que o de independência condicional e menores que o estimado com o teto do intervalo de incerteza) foi somado um resíduo com distribuição normal, média zero e variância igual à diferença entre a variância da série original do IF (na PNS) e a variância do IF projetado na POF com a correlação estimada antes da adição do resíduo (MORIARITY

e SCHEUREN, 2001). Essa é a variância não explicada pelo modelo, que deve ser incluída para que o IF projetado tenha variância similar à do IF original.

#### **4.5.2.2 Aplicação do *matching* não paramétrico (*hot deck*)**

As observações da POF e da PNS foram separadas em grupos de acordo com as variáveis categóricas *Sexo* e *Unidade da federação* (UF). O *hot deck* foi feito separadamente em cada um dos 54 grupos decorrentes da combinação dessas categorias. Feito dessa forma, o *hot deck* somente imputa, por exemplo, Índices de Fragilidade de mulheres do Rio de Janeiro, apurados na PNS, a mulheres do Rio de Janeiro listadas na POF.

Como as bases da POF e da PNS são bases de pesquisas amostrais, os pesos amostrais das pesquisas devem ser levados em conta no *hot deck*. São os pesos que permitem que, embora (para os moradores selecionados) a PNS tenha menos observações que a POF, ela possa ser a base doadora em um *hot deck* restrito.

Em cada um dos grupos de observações definidos por *UF* e *Sexo*, os dados foram ordenados pelo IF (na base da PNS) e pelo IF estimado na parte paramétrica do modelo (na base da POF). Então os dados da PNS foram imputados à base da POF de acordo com sua posição na base ordenada (*hot deck* por ordenamento). O processo é detalhado no Apêndice 1 – Detalhamento do *hot deck*. A imputação foi feita duas vezes, a partir dos Índices de Fragilidade com e sem independência condicional obtidos com o método paramétrico.

Assim, foram criadas duas novas variáveis com Índices de Fragilidade na POF: a primeira considerando independência condicional entre IF e logaritmo do consumo e a segunda considerando uma relação direta entre essas duas variáveis. A partir dessas duas variáveis contínuas foram criadas duas variáveis categóricas (com as categorias *não frágil*, *vulnerável*, *frágil* e *muito frágil*), segundo os mesmos critérios aplicados por SILVA (2018) (ver item 3.3).

### **4.5.3 Análise comparativa dos índices com e sem independência condicional**

Para uma inspeção visual dos dois Índices de Fragilidade estimados na base da POF, foram feitos *violin plots* do IF da PNS e de suas versões estimadas na POF. As médias do índice, com intervalo de confiança de 95%, também foram estimadas para a série original e para as projeções feitas com *hot deck*.

Em outra verificação de consistência para os índices projetados com o *hot deck*, os índices foram regredidos contra variáveis usadas no modelo paramétrico. Os coeficientes dessas regressões, para cada variável, foram comparados aos do IF original para verificar se as relações entre as variáveis explicativas e os índices projetados eram similares às que essas variáveis tinham com o IF original.

### **4.5.4 Estimativa da associação ente fragilidade e demanda por medicamentos**

Além do IF com independência condicional e do IF estimado como a maior correlação entre IF e logaritmo do consumo no intervalo de incerteza, foi estimado um índice supondo uma correlação igual à média das usadas nesses dois índices.

As categorias de fragilidade (*não frágil, vulnerável, frágil e muito frágil*) foram definidas para esses três casos e, para cada um deles, os totais por categoria na POF foram somados para obter: o número de pessoas por categoria; o consumo total por categoria e o consumo médio por pessoa em cada categoria.

## 5 RESULTADOS

### 5.1 Crescimento do consumo de medicamentos e serviços privados de saúde entre 2009 e 2018

Nos nove anos entre as datas de referência das duas últimas POFs (15 janeiro de 2009 e 15 janeiro de 2018), o valor anual gasto com medicamentos pelas famílias cresceu 111,1% em termos nominais. Os medicamentos recebidos de outras formas que não a compra (sem desembolso de recursos) tiveram crescimento de 112,5% (Tabela 1). No mesmo período, a despesa das famílias com serviços de saúde (desembolso direto + mensalidades de planos de saúde) teve uma variação nominal de 153,8%.

Tabela 1: Variação percentual do consumo de medicamentos e serviços privados de saúde entre as POFs de 2009 e 2018 no Brasil

	Medicamento (com desembolso)	Medicamento (sem desembolso)	Serviços de saúde (com desembolso)
Variação de valor das aquisições	111,1	112,5	153,8
Variação do número de aquisições (aquisições registradas na POF)	20,6	61,6	45,8
Subitem do IPCA (Produtos farmacêuticos e Serviços de saúde)	65,0	65,0	118,7
Variação de volume (deflação pelo item do IPCA)	27,9	28,8	16,1
Variação de preço – média anual	5,7	5,7	9,1
Variação de volume – média anual	2,8	2,8	1,7

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da POF 2008-2009, POF 2017-2018 e IPCA.

O crescimento em volume do consumo foi de 2,8% ao ano para medicamentos e de 1,7% para serviços. Nos dois casos, o crescimento foi maior que o crescimento médio da população entre 2009 e 2018, de 0,9% ao ano.



Embora a variação de valor do consumo de serviços tenha sido maior que a de medicamentos, como os preços dos serviços aumentaram mais que os dos medicamentos, seu crescimento em volume (calculado por deflação) foi menor.

## 5.2 Consumo de medicamentos por região, uso terapêutico e política de saúde

A Tabela 2 apresenta o consumo de medicamentos por região. O Sudeste, com 42,1% da população em 2018, foi responsável por 49,9% do consumo no período coberto pela POF 2017-2018. O Norte, com 8,7% da população, teve 4,3% do consumo: a menor participação por região. O maior valor médio por aquisição foi o da região Centro-Oeste, com R\$ 60,87. A tabela apresenta o total consumido, com ou sem desembolso de recursos, e as participações de cada região entre parênteses.

Tabela 2: População e consumo anual de medicamentos pelas famílias por região: valor total, número de aquisições e valor médio por aquisição (participação no total em percentual, entre parênteses)

	População em milhões e em % do total	Valor (em R\$ milhões e em % do total)	Número de aquisições (em milhões e em % do total)	Valor médio (R\$)
<b>Brasil</b>	<b>208,5</b>	<b>115.591</b>	<b>2.227</b>	<b>51,91</b>
Norte	18,2 (8,7)	5.002 (4,3)	139 (6,2)	35,95
Nordeste	56,8 (27,2)	22.370 (19,4)	569 (25,6)	39,34
Sudeste	87,7 (42,1)	57.730 (49,9)	1.000 (44,9)	57,71
Sul	29,8 (14,3)	20.135 (17,4)	349 (15,7)	57,76
Centro-Oeste	16,1 (7,7)	10.353 (9,0)	170 (7,6)	60,87

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da POF 2017-2018 e da Projeção da População.

A Tabela 3 tem o consumo de medicamentos por finalidade terapêutica ordenado pelo valor anual consumido. Os medicamentos com maior consumo são os *anti-hipertensivos*, seguidos pelos remédios *para dor ou febre* e pelos *para diabete*. Os anti-hipertensivos e os medicamentos para diabetes são cobertos pelo *Programa Farmácia Popular*. Segundo a POF, 35,9% do consumo de anti-hipertensivos e 47,9% do consumo de medicamentos para diabete é consumo sem desembolso de recursos (MORAES *et al.*, 2022a).

Tabela 3: Consumo anual de medicamentos no Brasil por uso terapêutico: valor total, número de aquisições e valor médio por aquisição

Medicamento por uso terapêutico	Valor total (R\$ milhões)	Número de aquisições (milhões)	Valor médio (R\$)
<b>Total</b>	<b>115.591</b>	<b>2.227</b>	<b>51,91</b>
Agregado *	12.840	49	263,13
Para pressão alta (anti-hipertensivo)	11.970	286	41,88
Para dor e febre (analgésico e antitérmico)	11.880	478	24,88
Para diabetes	7.569	93	81,02
Para problema cardíaco ou circulatório	5.798	70	83,20
Para depressão (antidepressivo)	5.345	51	105,05
Para o sistema nervoso	5.129	45	113,41
Vitamina	5.102	90	56,40
Para tosse e resfriado (antigripal e antitussígeno)	4.606	153	30,10
Para infecção	4.576	71	64,16
Para redução de colesterol ou triglicerídeos	3.212	71	44,94
Para alergia (antialérgico)	3.123	73	42,61
Para estresse (calmante)	3.009	52	57,35
Para problema de estômago	2.556	59	43,20
Para problemas de pele	2.451	34	71,41
Para problema ocular (oftalmológico)	2.347	35	66,79
Anticoncepcional	2.046	88	23,15
Para os ossos e articulações	1.808	20	92,06
Para reumatismo (anti reumático)	1.624	20	79,55
Para problema de boca, ouvido, nariz ou garganta	1.393	37	37,88
Para tireóide	1.243	40	30,73
Para asma e bronquite	1.030	11	92,57
Para inflamação	845	24	35,71
Hormônio	837	11	78,65
Para câncer	759	3	274,56
Para problemas musculares	742	14	52,49
Para azia (antiácido)	670	38	17,58
Produtos para bebê (chupeta, mamadeira etc.)	668	15	44,93
Para próstata e vias urinárias	658	8	81,30
Vacinas	630	5	135,53
Para AIDS	623	0,5	1.354,21
Para doenças infecciosas e endêmicas	608	4	163,69
Para problema ginecológico	517	9	57,73
Material para apoio terapêutico (sonda, bomba para inalação etc.)	517	4	132,57
Outros **	6.862	164	41,84

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da POF 2017-2018.

\* Código usado na pesquisa quando a pessoa entrevistada não consegue identificar o produto, apenas a despesa total (despesa com farmácia, por exemplo). \*\* O item *Outros*, representa os produtos discriminados na pesquisa com totais de consumo menores, que não são apresentados individualmente nesta tabela.

Os medicamentos *para depressão*, também destacados na tabela, têm uma proporção menor de consumo não monetário: 25,7%. Eles fazem parte da *Política de Saúde Mental* destacada na Tabela 4 que apresenta o percentual de pessoas que obteve medicamentos e produtos farmacêuticos sem desembolso entre as que obtiveram esses produtos em cada um dos programas/políticas de assistência farmacêutica com totais significativos entre os analisados. A descrição detalhada da proporção do consumo e do número de pessoas que obteve medicamentos sem desembolso direto de recursos está em MORAES *et al.* (2022a).

Na Tabela 4, os percentuais são apresentados para cada faixa de renda. A tabela mostra que, de forma geral, a proporção de pessoas que obtém medicamentos sem desembolso é maior nas faixas de renda mais baixas.

Os totais por programa incluem todos os produtos farmacêuticos da POF associados ao programa. Então, embora, segundo a POF, 100% dos medicamentos para Aids sejam obtidos sem desembolso de recursos, a proporção sem desembolso no grupo “Programa nacional de DST/Aids” não é de 100% pois inclui a obtenção de preservativos.

Tabela 4: Percentual de pessoas sem desembolso direto entre as que obtiveram medicamentos, por política ou programa associado ao medicamento e faixa de renda domiciliar (em salários mínimos) (IC = 95%)

Faixas de renda	Programa Nacional de DST/Aids	Programa Farmácia Popular do Brasil	Programa Nacional de Imunizações	Política Nacional de Atenção em Oftalmologia	Política Nacional de Saúde Mental	Política Nacional de Atenção Integral à Saúde da Mulher
< 2	44,3 (34,2; 54,9)	50,0 (47,8; 52,1)	100,0 (ND)	15,1 (10,6; 21,1)	33,8 (30,4; 37,4)	16,0 (13,4; 19,0)
2 - 3	34,6 (25,9; 44,4)	50,7 (48,9; 52,5)	94,5 (84,6; 98,1)	13,2 (10,2; 17,0)	34,9 (32,3; 37,6)	12,1 (10,2; 14,2)
3 - 6	31,7 (21,4; 44,0)	51,5 (49,2; 53,8)	88,6 (70,1; 96,2)	11,4 (7,9; 16,2)	36,4 (32,9; 40,1)	15,4 (12,5; 18,8)
6 - 10	13,6 (4,9; 32,9)	30,7 (27,4; 34,2)	74,3 (39,0; 92,9)	4,5 (1,5; 12,6)	12,4 (8,9; 16,9)	5,6 (3,5; 9,1)
10 - 15	20,4 (13,2; 30,2)	43,3 (40,6; 46,1)	82,8 (55,8; 94,8)	8,3 (5,1; 13,2)	23,4 (20,0; 27,2)	8,1 (6,2; 10,6)
15 - 25	8,4 (2,7; 23,0)	24,9 (20,9; 29,4)	52,1 (28,7; 74,7)	4,1 (1,3; 12,1)	9,8 (6,4; 14,6)	5,7 (2,5; 12,5)
> 25	6,5 (1,3; 26,4)	13,5 (10,2; 17,8)	65,8 (30,3; 89,5)	3,8 (0,5; 22,2)	4,4 (1,9; 9,7)	4,1 (1,3; 12,4)

Fonte: MORAES *et al.* (2022a).

### 5.3 Consumo de serviços privados de saúde por região e por tipo de procedimento

O consumo de serviços de saúde é ainda mais concentrado no Sudeste que o de medicamentos (Tabela 5). Do consumo de serviços privados de saúde, 57,6% é feito por residentes do Sudeste (contra 49,9% do consumo de medicamentos).

A menor participação é a da Região Norte, com 2,7% do consumo de serviços privados de saúde e 4,3% do consumo de medicamentos. O Nordeste também tem participação menor nos serviços que nas aquisições de medicamentos (17,3% e 19,4% respectivamente). Em 2018, 27,2% da população do país vivia no Nordeste.

Tabela 5: População e consumo anual de serviços privados de saúde pelas famílias por região: valor total, número de aquisições e valor médio por aquisição (participação no total em percentual, entre parênteses)

	População em milhões e em % do total	Valor (em R\$ milhões e em % do total)	Número de aquisições (em milhões e em % do total)	Valor médio (R\$)
<b>Brasil</b>	<b>208,5</b>	<b>134.639</b>	<b>256</b>	535,93
Norte	18,2 (8,7)	3.652 (2,7)	10 (3,9)	358,38
Nordeste	56,8 (27,2)	23.277 (17,3)	57 (22,3)	409,65
Sudeste	87,7 (42,1)	77.593 (57,6)	121 (47,3)	640,52
Sul	29,8 (14,3)	17.728 (13,2)	45 (17,6)	394,19
Centro-Oeste	16,1 (7,7)	12.390 (9,2)	23 (9,0)	550,52

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da POF 2017-2018 e da Projeção da População.

A Tabela 6 apresenta o consumo de serviços privados de saúde ordenados pelo valor consumido. Após *Planos de assistência médica*, os serviços como maiores despesas são *Consulta e tratamento dentário* e *Serviços de cirurgia, anestesia e parto* (esse com frequência baixa, mas valor médio alto). *Óculos de grau* e *Exames de laboratório* também estão entre os itens de maior consumo.

Com uma participação de 58,0% na despesa das famílias com serviços de saúde, os *Planos de assistência médica* foram analisados em separado. As análises sobre beneficiários e pagadores de planos a partir da base de dados da POF foram reunidas em um artigo (MORAES *et. al*, 2022b) com o consumo por faixas de idade e de renda.

Entre os resultados apresentados no artigo destaca-se o comprometimento da renda com o pagamento de planos de saúde ser maior para idosos e para pagantes com menor renda. Entre as pessoas com 60 anos ou mais de idade que têm planos de saúde, 11,8% comprometem mais de 40% de sua renda domiciliar *per capita* com despesas relacionadas à saúde (contra 3,2% dos idosos que não pagam planos de saúde). O gasto apenas com os planos é maior que 40% da renda para 5,6% dos idosos que pagam planos individuais e para 4,0% dos que pagam planos empresariais.

Tabela 6: Consumo anual de planos e serviços privados de saúde no Brasil por tipo de procedimento: valor, número de aquisições e valor médio por aquisição

Produto	Valor total (R\$ milhões)	Número de aquisições (milhões)	Valor médio (R\$)
<b>Total</b>	<b>134.639</b>	<b>256</b>	<b>525,93</b>
Plano de assistência médica (individual)	47.113	47	996,70
Plano de assistência médica (empresa)	30.950	43	712,76
Consulta e tratamento dentário	10.624	19	564,05
Serviços de cirurgia, anestesia e parto	8.661	2	3.501,80
Óculos de grau (armação e lente)	5.908	10	567,06
Exame de laboratório (sangue, fezes, urina etc.)	3.269	21	154,46
Consulta médica com clínico geral	2.421	14	170,88
Consulta médica com ginecologista	1.633	8	201,26
Prótese e aparelho dentário (pivô, dentadura etc.)	1.463	2	604,70
Consulta médica com cardiologista	1.408	7	209,03
Consulta e tratamento com psicólogo	1.407	3	549,47
Consulta médica com oftalmologista	1.369	9	157,84
Agregado	1.282	2	801,35
Ultrassonografia	1.144	7	166,07
Consulta e tratamento com fisioterapeuta	1.065	2	653,82
Consulta médica com ortopedista	1.060	5	213,11
Hospitalização	1.014	1	1.901,33
Consulta médica com pediatra	971	5	204,36
Lente de óculos de grau	938	3	375,11
Consulta médica com neurologista	786	3	275,73
Ressonância magnética	714	1	547,98
Plano exclusivamente odontológico (individual)	564	4	149,92
Consulta médica com dermatologista	560	2	243,46
Tomografia	529	2	337,82
Consulta médica com psiquiatra	470	2	279,89
Radiografia	461	4	111,46
Consulta médica com endocrinologista	451	2	226,89
Armação de óculos de grau	418	1	307,68
Eletrocardiograma	390	3	155,63
Endoscopia	384	2	254,76
Plano exclusivamente odontológico (empresa)	380	4	101,56
Consulta médica com urologista	317	1	211,71
Artigo ortopédico (sapato, muleta, cadeira de rodas etc.)	290	1	290,83
Consulta médica com gastroenterologista	278	1	217,95
Outros *	3.947	14	281,18

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da POF 2017-2018.

\* O item *Outros*, representa os produtos discriminados na pesquisa com totais de consumo menores, que não são apresentados individualmente nesta tabela.

#### **5.4 Estimativa da associação entre estrutura demográfica e a demanda por medicamentos e serviços de saúde**

Os dados da Projeção da População, do IBGE, permitem ajustar a demanda por medicamentos e por serviços privados de saúde aos perfis da população de todos os anos entre 2010 e 2060. Para os 40 anos entre 2020 e 2060, o aumento projetado para a demanda por medicamentos como efeito de mudanças na estrutura demográfica é de 50,7%. Para os serviços privados de saúde, o aumento esperado é de 43,3%. O crescimento é maior nos primeiros anos da série e diminui nos últimos anos (Figura 6). Segundo a Projeção da População, entre 2020 e 2060, a população terá um crescimento de 7,8%, devendo atingir um pico de 233 milhões de pessoas em 2047 (quando a variação em relação a 2020 será de 10,1%) e apresentar queda a partir do ano seguinte.

O crescimento da demanda *per capita* por medicamentos estimado para o período 2020-2060 será de 0,8% ao ano, em média. Para a demanda por serviços, a projeção é de 0,7% ao ano. Ao longo da série o crescimento *per capita* diminui, passando de 1,2% entre 2020 e 2021 para 0,4% entre 2059 e 2060 no caso dos medicamentos. Para os serviços, a variação *per capita* é de 1,2% e 0,3% nesses anos.

Aplicando o ajuste do perfil da população ao período entre 2010 e 2020, o crescimento projetado para a demanda por medicamentos é de 2,2% ao ano. O ritmo é menor que o crescimento médio entre as POFs de 2008/2009 e 2017/2018 (2,8% ao ano).

Para os serviços, o crescimento anual projetado para o período entre 2010 e 2020 é de 2,1% ao ano. A comparação desse crescimento com a média do período entre as duas últimas POFs (1,7% ao ano) mostra que o volume de planos e serviços privados de saúde consumidos cresceu menos do que o aumento da demanda estimado apenas a partir de variáveis demográficas.

A Figura 7 mostra a mudança na proporção de pessoas com 60 anos ou mais ao longo do tempo. A proporção cresce uniformemente no período analisado enquanto a demanda (Figura 6) cresce em um ritmo cada vez menor.

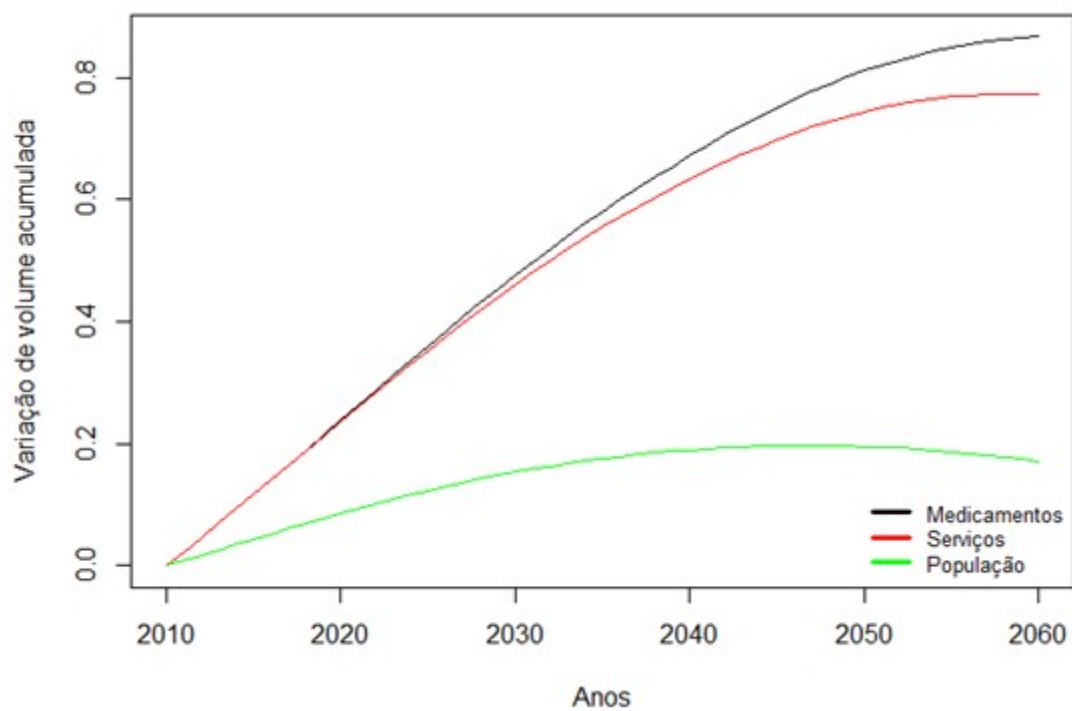


Figura 6: Crescimento da demanda e da população no Brasil ao longo do tempo

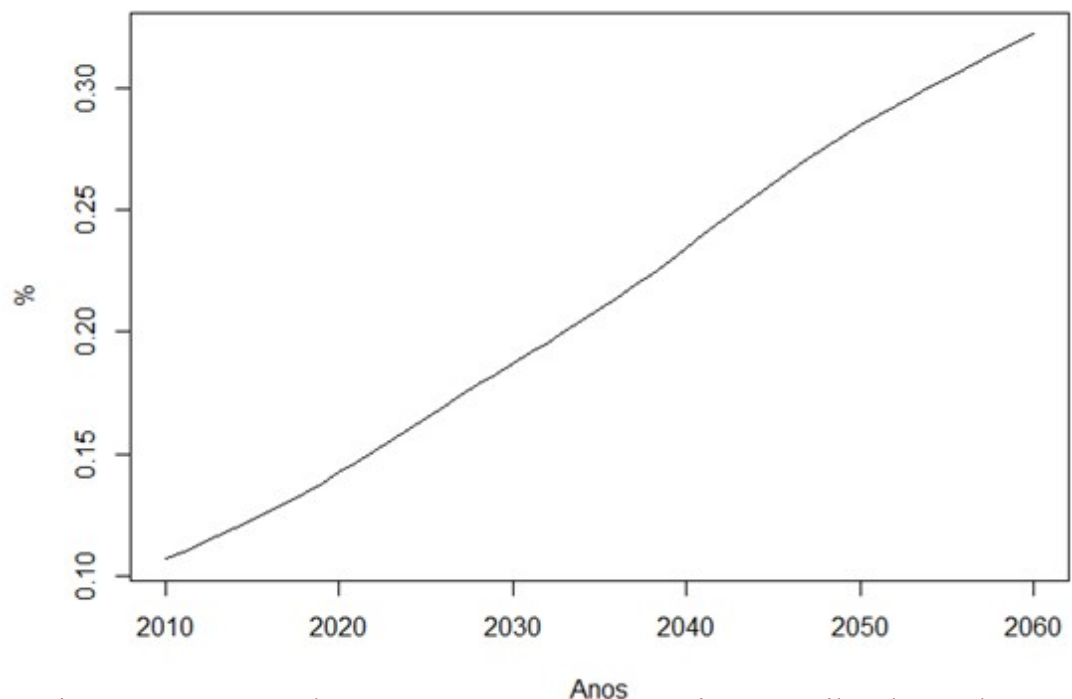


Figura 7: Proporção de pessoas com 60 anos ou mais no Brasil ao longo do tempo



A Tabela 7 apresenta os percentuais de crescimento esperados para o total da população, para a população com 60 anos ou mais e para a demanda por medicamentos e serviços privados de saúde projetada a partir das mudanças na estrutura demográfica em cada UF.

Tabela 7: Crescimento percentual da demanda e da população (total e acima de 60 anos) no período de 2020 a 2060, por UF

UF	Medicamentos	Serviços	População	60 anos ou mais
<b>Brasil</b>	<b>50,7</b>	<b>43,3</b>	<b>7,8</b>	<b>143,3</b>
Amapá	123,3	111,4	52,2	426,9
Acre	121,2	106,5	33,3	308,1
Amazonas	113,5	96,4	38,2	316,7
Roraima	104,5	149,4	55,8	448,0
Distrito Federal	91,9	72,1	24,1	258,8
Mato Grosso	79,1	49,6	25,7	213,3
Goiás	79,0	72,0	29,1	197,5
Pará	75,0	85,8	18,8	247,2
Espírito Santo	72,3	67,4	21,2	161,6
Mato Grosso do Sul	69,7	64,1	22,5	167,9
Tocantins	68,1	59,2	21,7	217,6
Sergipe	65,5	59,6	12,0	200,9
Santa Catarina	65,2	58,1	24,3	173,3
Rondônia	62,2	36,3	18,0	229,3
Alagoas	61,5	19,5	-3,6	171,5
Rio Grande do Norte	60,3	49,4	8,0	169,4
Maranhão	57,0	43,5	3,4	184,7
São Paulo	49,5	38,8	9,3	129,9
Ceará	47,9	40,0	1,7	158,5
Pernambuco	47,2	46,5	3,4	152,9
Paraíba	43,6	29,7	0,2	134,7
Bahia	43,5	37,8	-7,4	140,6
Piauí	42,4	29,7	-10,1	122,4
Minas Gerais	40,1	32,4	-0,6	120,5
Paraná	39,5	34,6	7,2	133,2
Rio de Janeiro	38,8	47,8	1,6	98,5
Rio Grande do Sul	24,4	24,3	-4,2	83,0

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da POF 2019 e da Projeção da População (2018).

Os estados com maiores projeções de aumento para a população também são os com maiores aumentos esperados para a demanda. Estados do Norte, com populações menores e maiores crescimentos populacionais esperados, devem ter os maiores aumentos de demanda. No caso de medicamentos, o maior aumento deve ocorrer no Amapá (123,3%) onde a projeção da população indica crescimento de 52,2% entre 2020

e 2060. O maior aumento projetado para a demanda por serviços de saúde deve ocorrer em Roraima (149,4%), onde a população deve crescer 55,8% em 40 anos. Estados com expectativa de queda na população, como Piauí e Rio Grande do Sul, ficaram entre os que têm as menores altas previstas para a demanda por medicamentos e serviços de saúde.

Comparando a projeção de demanda por faixa etária para 2020 e para 2060, é possível ver que a diferença na demanda por medicamentos (Figura 8) e por serviços (Figura 9) para cada um desses anos é diferente dependendo da faixa de idade. Para as faixas etárias com menos de 45 anos (para os homens) e menos de 50 anos (para as mulheres), a demanda total por medicamentos e serviços de saúde em 2060 será menor que em 2020.

O maior crescimento de demanda ocorre para os grupos com 80 anos ou mais. Esses são os grupos com maior crescimento esperado para o número de pessoas. O total de homens e mulheres nessa faixa deve ser de 19,1 milhões em 2060 segundo a Projeção da População. Para o ano de 2020, a projeção é de que havia 4,4 milhões de pessoas com 80 anos ou mais.

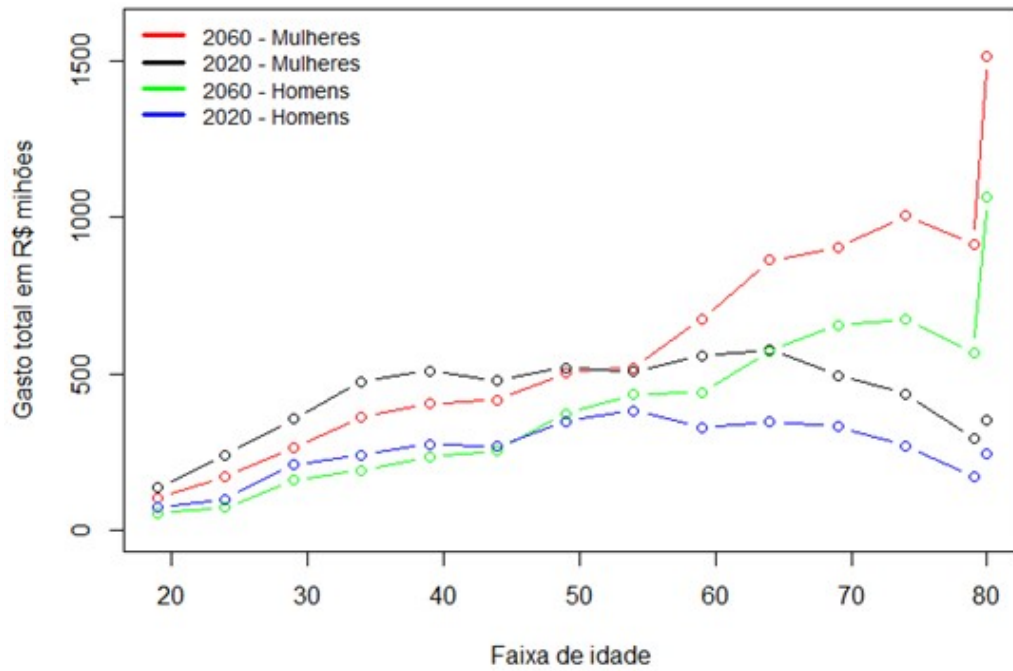


Figura 8: Demanda por medicamentos no Brasil projetada para os anos de 2020 e 2060, por faixa de idade e sexo

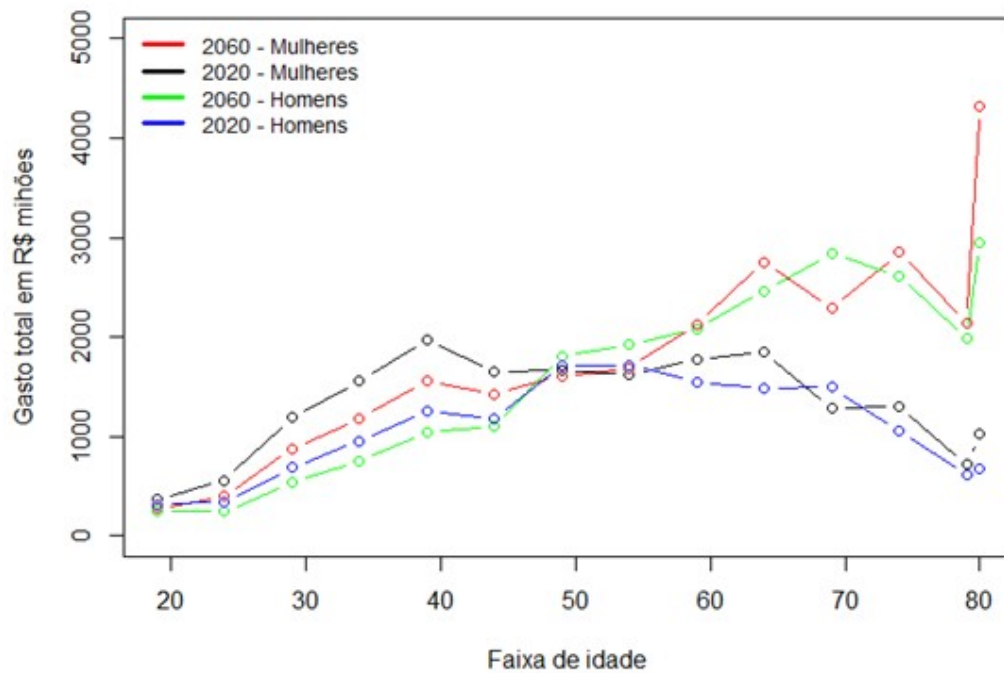


Figura 9: Demanda por serviços privados de saúde no Brasil projetada para os anos de 2020 e 2060, por faixa de idade e sexo

## 5.5 Estimativa da associação entre variações na renda e na demanda por medicamentos e serviços de saúde

### - Demanda por medicamentos

A projeção da elasticidade-renda da demanda por medicamentos para os diferentes percentis da população é apresentada na Figura 10. É possível ver que a elasticidade-renda da demanda diminui à medida que se incluem pessoas de mais faixas de renda na base onde há o aumento de renda.

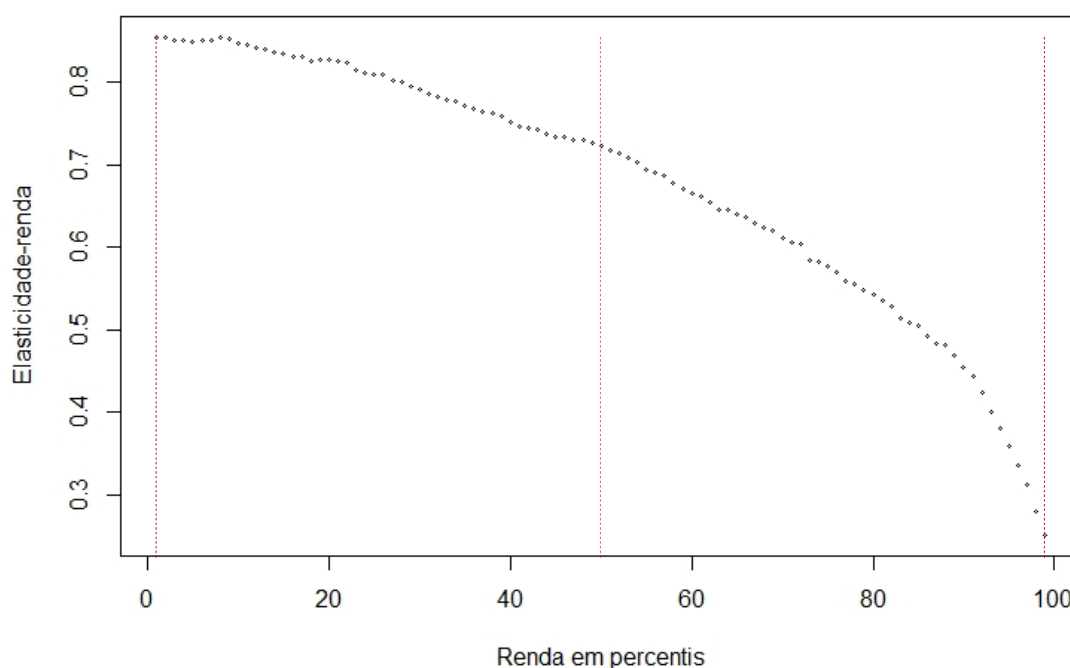


Figura 10: Elasticidade-renda da demanda por medicamentos

A associação entre um aumento na renda das famílias e a demanda por medicamentos é diferente dependendo da faixa de renda das pessoas que recebem esse aumento. Um aumento de 1% da renda concentrado na população da faixa de menor renda (percentil 1%) resultaria em um aumento de 0,85% da demanda, o que equivale a uma elasticidade-renda de 0,85

Aumentos na renda de pessoas com o perfil médio dos 99,0% na base da pirâmide que as levem para o perfil de renda e consumo do 1,0% no topo da distribuição de renda têm uma elasticidade estimada em 0,25. Mudanças na renda das pessoas nos primeiros 50,0% da distribuição que levem essas pessoas a ter o perfil médio de renda e

consumo dos próximos 50,0% produziram um aumento de 0,72% na demanda para cada 1,0% de aumento na renda.

### - Demanda por serviços de saúde

A Figura 11 tem as elasticidades-renda da demanda por serviços de saúde estimadas para aumentos de renda em diferentes faixas. A estimativa deixa claro que a elasticidade-renda da demanda por serviços de saúde é menor que 1, quer dizer, que a demanda cresce menos que a renda quando a renda aumenta (e diminui menos que a renda quando a renda cai).

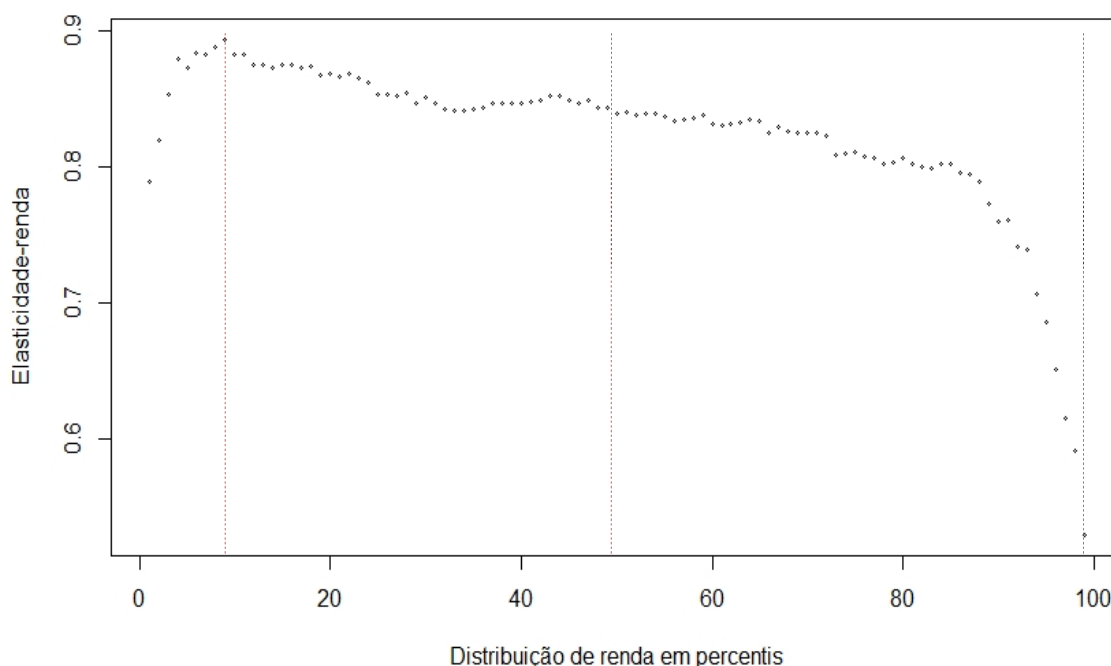


Figura 11: Elasticidade-renda da demanda por serviços de saúde

Com os serviços de saúde a maior elasticidade-renda estimada (0,89) é a obtida quando se aumenta a renda de pessoas nos primeiros 9,0% da distribuição de renda, passando-as para o perfil médio das faixas restantes. O ponto médio, obtido quando se aumenta a renda das pessoas nos primeiros 50,0% da distribuição de renda, tem elasticidade de 0,84 e o ponto menos elástico, obtido quando se aumenta o número de pessoas no topo da distribuição, tem elasticidade de 0,53.

A elasticidade-renda dos serviços de saúde é maior que a dos medicamentos em todas as faixas de renda com exceção das duas primeiras, que consideram o efeito de aumentos na renda de pessoas nos dois primeiros percentis da distribuição.

## **5.6 Estimativa da influência das estruturas demográficas e da renda**

As estimativas das variações conjuntas de renda e estrutura demográfica sobre a demanda por medicamentos e por serviços privados de saúde foram feitas para dois cenários de crescimento médio da renda ao longo do tempo. O primeiro desses cenários supõe que a renda domiciliar *per capita* cresça, em média, 1,0% ao ano nos próximos 40 anos e o segundo, 2,0% ao ano.

### **5.6.1 Estimativa com crescimento de 1,0% ao ano para a renda**

Para medicamentos, aumentos anuais de 0,25% acumulados por 40 anos levam a uma demanda 10,5% maior. Esse seria o efeito de um aumento de 1,0% na renda anual que levasse pessoas ao perfil de consumo do 1,0% no topo da distribuição.

Mudanças de renda concentradas em pessoas nos 50,0% mais baixos da distribuição de renda que as distribuíssem pelos 50,0% mais altos estão associadas a uma variação de 0,72% na demanda para cada 1,0% na renda. Isso leva a uma demanda 33,3% maior em 40 anos. Mudanças que tirassem pessoas do 1,0% na base da distribuição e as distribuíssem de forma homogênea pelas outras faixas de renda aumentariam a demanda em 40,5%. A renda anual, crescendo 1,0% ao ano, terá um crescimento acumulado de 48,9% em 40 anos.

### **5.6.2 Estimativa com crescimento de 2,0% ao ano para a renda**

Um crescimento de 2,0% ao ano na renda que adicione pessoas ao 1,0% no topo da distribuição aumentaria a demanda por medicamentos em 22,2% em 40 anos. O crescimento seria de 77,4% se as pessoas passassem dos 50,0% na base para os 50,0% no topo da distribuição e de 96,8% se apenas as pessoas com renda no 1,0% mais baixo da distribuição tivessem sua renda aumentada. A renda, crescendo 2,0% ao ano, acumula 120,8% de aumento em 40 anos.

### **5.6.3 Cenários de crescimento da demanda: estimativa conjunta de mudanças na estrutura demográfica e na renda**

Somar o impacto de mudanças na estrutura demográfica aos seis cenários de crescimento da renda (Quadro 7) leva a crescimentos médios de 1,2%, 1,5% e 1,6% ao ano na demanda por medicamentos no caso de um aumento de 1,0% na renda e de 1,4%, 2,1% e 2,3% ao ano no cenário em que a renda cresce 2,0% ao ano. No primeiro cenário com crescimento de 2,0% da renda, o aumento médio da demanda (de 1,4%) seria menor que o da renda.

Nos cenários com aumento de 1,0% na renda, associando os dois efeitos ao longo do tempo (assumindo que o aumento da renda de cada ano afeta uma demanda já aumentada pela mudança demográfica), a demanda por medicamentos cresceria 1,3%, 1,8% e 1,9% ao ano. Nos cenários com crescimento de 2,0% ao ano na renda, a demanda teria crescimentos médios de 1,5%, 2,5% e 2,7% ao ano.

Quadro 7: Crescimento estimado para a demanda (em % ao ano), em cenários com diferentes elasticidades-renda da demanda e crescimentos esperados para a renda

Mudança na renda e no perfil da demanda	Elasticidade-renda da demanda	Cenário de crescimento da renda	Crescimento da demanda (efeitos independentes)*	Crescimento da demanda (efeito composto)
<b>Medicamentos</b>				
Em direção ao 1% no topo da distribuição de renda	0,25		1,2	1,3
Dos 50% na base aos 50% no topo	0,72	1.0% ao ano	1,5	1,8
Do 1% na base de distribuição de renda	0,85		1,6	1,9
Em direção ao 1% no topo da distribuição de renda	0,25		1,4	1,5
Dos 50% na base aos 50% no topo	0,72	2.0% ao ano	2,1	2,5
Do 1% na base de distribuição de renda	0,85		2,3	2,7
<b>Serviços privados de saúde</b>				
Em direção ao 1% no topo da distribuição de renda	0,53		1,3	1,4
Dos 50% na base aos 50% no topo	0,84	1.0% ao ano	1,5	1,8
Do 1% na base de distribuição de renda	0,79		1,5	1,7
Em direção ao 1% no topo da distribuição de renda	0,53		1,7	2,0
Dos 50% na base aos 50% no topo	0,84	2.0% ao ano	2,2	2,6
Do 1% na base de distribuição de renda	0,79		2,1	2,5

\* Os efeitos totais das mudanças na estrutura demográfica e na renda foram somados, como se um não afetasse o outro.



## 5.7 Estimativas do Índice de Fragilidade com a Pesquisa de Orçamentos Familiares (*matching*)

### 5.7.1 Seleção de variáveis para o *matching* estatístico

O Tabela 8 apresenta as frequências relativas, médias e desvios padrão de variáveis comuns à POF e à PNS testadas para uso na parte paramétrica do *matching* estatístico.

Tabela 8: Média, desvio padrão e frequência relativa de variáveis comuns às duas bases de dados para pessoas com 60 anos ou mais

Variáveis	Médias (desvios padrão) e frequências relativas	
	POF	PNS
Idade	70,05 (8,12)	69,86 (7,93)
Renda domiciliar	6.135 (9.548)	4.697 (7.068)
Sexo feminino	0,56	0,57
Plano de saúde	0,31	0,29
Cor ≠ branco ou amarelo	0,47	0,48
Medic. para pressão	0,39	0,52
Medic. para diabetes	0,13	0,18
Medic. prob. cardíaco	0,11	0,11
Medic. para câncer	0,00	0,07
Medic. para colesterol	0,11	0,24
Medic. para depressão	0,04	0,08
Medic. para reumatismo	0,03	0,13
Medic. para bronquite	0,01	0,02
Medic. para os rins	0,01	0,01

A partir da comparação entre as variáveis nas duas bases de dados, foram excluídas a renda domiciliar e as variáveis categóricas relacionadas aos medicamentos para hipertensão, câncer, colesterol, depressão, reumatismo e bronquite. A renda domiciliar da POF inclui mais itens que a da PNS e, por isso, tem média e desvio padrão maiores.

As Figuras 12 e 13 mostram o consumo de medicamentos médio por idade (na POF) e o IF médio por idade (a partir da PNS). É possível perceber a relação não linear entre a idade e essas variáveis.

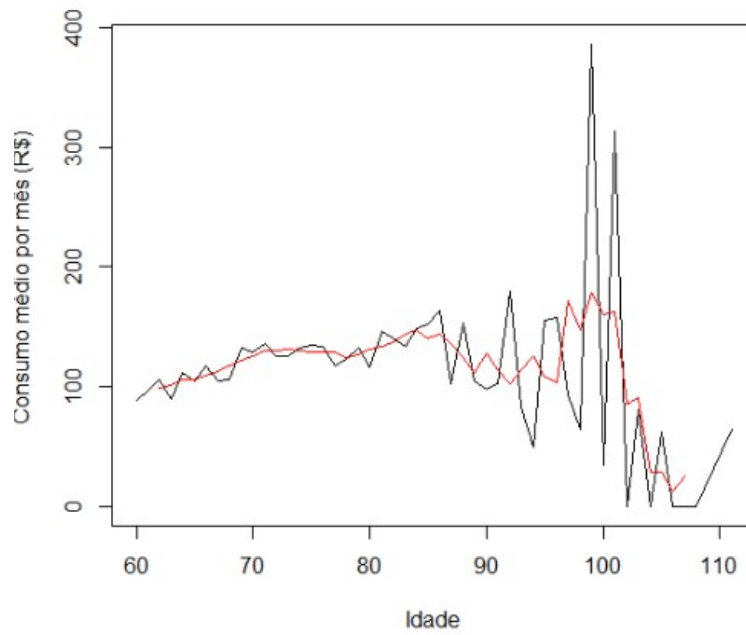


Figura 12: Consumo de medicamentos médio mensal por idade e média móvel centrada com cinco pontos (em vermelho)

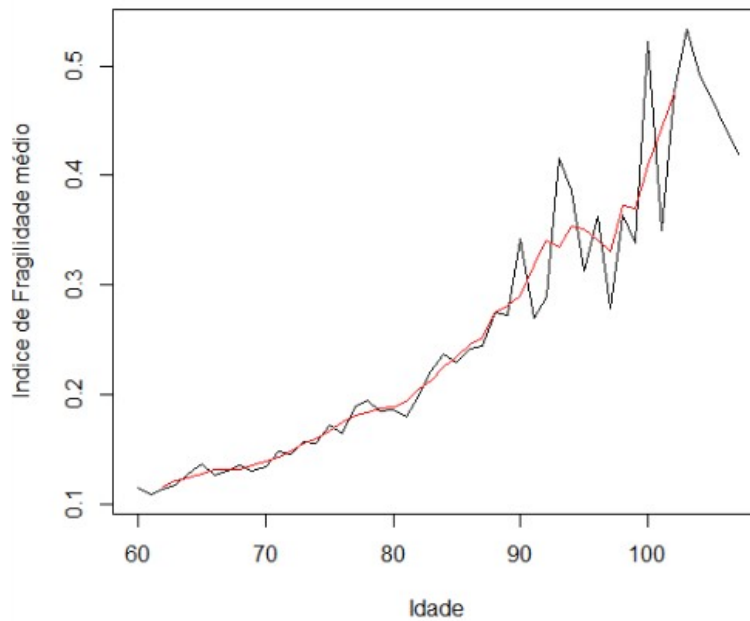


Figura 13: Índice de Fragilidade médio por idade e média móvel centrada com cinco pontos (em vermelho)

As variáveis selecionadas foram usadas em um modelo de regressão linear para estimar os IFs na POF. O Quadro 8 apresenta os coeficientes do modelo. Todas as variáveis selecionadas são significativamente relacionadas tanto ao IF quanto ao logaritmo do consumo de medicamentos. A variável idade foi usada também ao quadrado por conta da não linearidade de sua relação com as variáveis dependentes.

Quadro 8: Coeficientes do Índice de Fragilidade e do logaritmo do consumo, regredidos contra as variáveis explicativas selecionadas (pessoas com 60 anos ou mais)

Variáveis	Índice de Fragilidade	Logaritmo do consumo de medicamentos
Intercepto	0,76	-7,84
Idade	-0,02	0,292
Idade ao quadrado	0,0002	-0,002
Sexo	0,03	0,34
Plano de saúde	-0,02	0,59
Cor ≠ branco ou amarelo	0,01	-0,21
Medicamento para diabetes	0,05	1,77
Medic. para problema cardíaco	0,09	1,84
Medicamento para os rins	0,07	1,07
R <sup>2</sup> ajustado	0,275	0,208

Coeficientes com p-valor < 0,05.

Os R<sup>2</sup> ajustados de 0,275 e 0,208 indicam que as variáveis explicativas dão conta de uma parte pequena da variação tanto do IF quanto do logaritmo do consumo. Por isso, os limites do intervalo de incerteza associado à correlação entre o IF e o logaritmo do consumo de medicamentos foram de -0,63 e 0,88. No ponto com independência condicional entre o logaritmo do consumo e o Índice de Fragilidade eles têm uma correlação de 0,13.

A correlação entre o IF e o logaritmo do consumo deve estar entre a correlação estimada com independência condicional e o limite superior do intervalo de incerteza, considerando que, tudo mais constante, uma maior fragilidade está associada a um consumo também maior de medicamentos. A estimativa desse limite é feita de forma paramétrica. A aplicação de métodos não paramétricos pode reduzir a correlação máxima (o teto do intervalo) estreitando o intervalo de correlações possíveis.

### 5.7.2 Análise dos Índices de Fragilidade estimados na POF comparados ao Índice de Fragilidade original (PNS)

Os Índices de Fragilidade preliminares (estimados apenas com o modelo paramétrico) têm distribuições mais dispersas que a do IF original, estimado com dados da PNS (Figura 14). No caso com independência condicional, isso está relacionado à adição de um ruído aos valores estimados no modelo. Sem isso, a distribuição seria mais concentrada que a do índice original da PNS.

A possibilidade de ter grandes diferenças entre as distribuições estimadas e a original é um defeito do modelo paramétrico. Neste caso, o modelo chega a projetar valores negativos para o IF. Isso é corrigido pela aplicação, em seguida, do método não paramétrico (*hot deck*). O *hot deck* substitui os valores estimados nos modelos paramétricos por valores extraídos da PNS. Fazendo isso, ele ajusta o formato das distribuições dos IFs estimados. Os Índices de Fragilidade finais, projetados na POF com o *hot deck*, têm distribuições visualmente similares à do índice original, estimado com a PNS (Figura 15).

Além de ajustar as distribuições dos IFs, ao substituir valores extremos da projeção paramétrica por valores obtidos na PNS, o *hot deck* diminui a correlação entre o IF e o logaritmo do consumo – especialmente em modelos sem independência condicional com uma correlação imputada alta. Ao aplicar os valores do IF da PNS ao IF estimado no modelo paramétrico sem independência condicional (*hot deck*) a correlação máxima entre IF e log do consumo foi reduzida de 0,88 para 0,67.

O intervalo entre 0,13 e 0,67 (entre a correlação no modelo com independência condicional e a estimada a partir do teto do intervalo de incerteza) ainda pode ser considerado grande, quer dizer: ainda há muito espaço para possíveis relações diretas entre IF e consumo.

O Quadro 9 apresenta as relações das variáveis explicativas com o Índice de Fragilidade original (PNS) e com os índices projetados na POF, estimadas em regressões lineares. O quadro mostra que as relações entre os IFs projetados e as variáveis explicativas do modelo não sofreram grandes alterações no *hot deck*, que essa característica, nos índices estimados, é similar à do índice original da PNS.

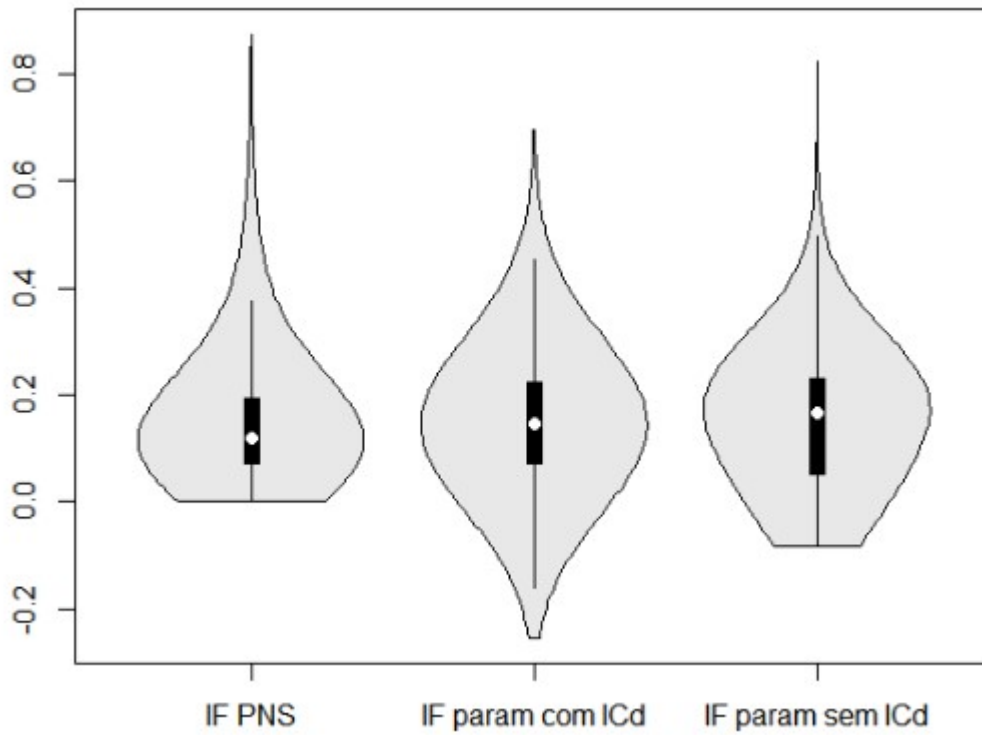


Figura 14: Gráfico de violino da distribuição dos valores do Índice de Fragilidade (PNS) e de suas versões estimadas na POF nos modelos paramétricos com e sem independência condicional

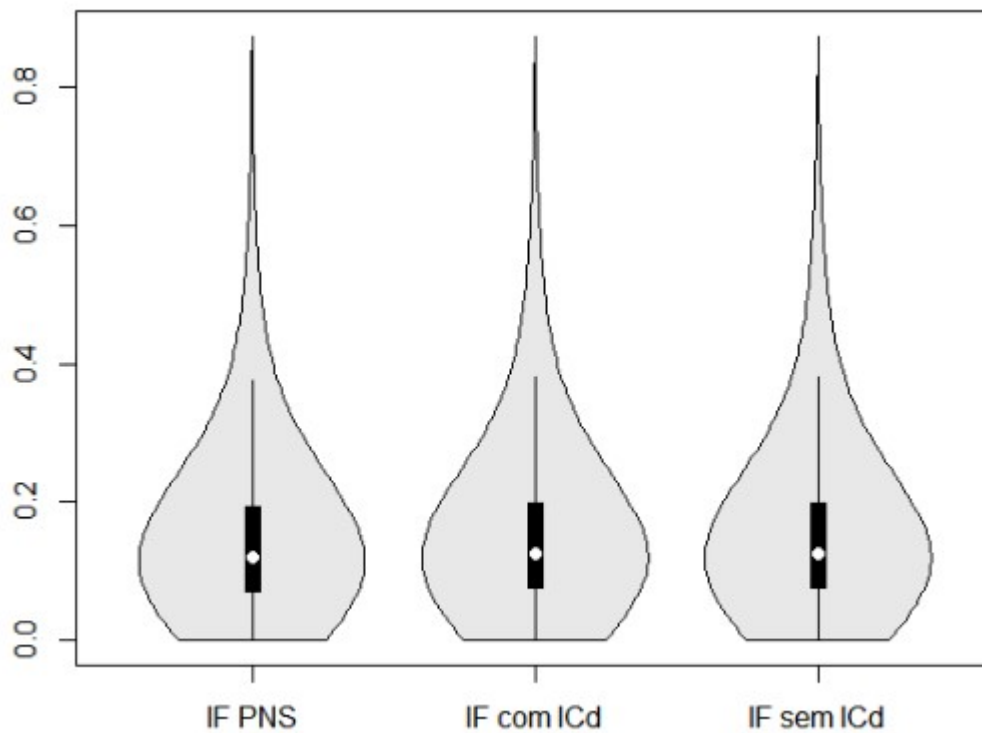


Figura 15: Gráfico de violino da distribuição dos valores do Índice de Fragilidade (PNS) e de sua versão estimada na POF no modelo final (*hot deck*) com e sem independência condicional

Quadro 9: Relações das variáveis explicativas com o IF original (PNS) e com os índices projetados na POF

Variáveis	IF PNS	IF com ICd	IF sem ICd
Idade	-0,02	-0,03	-0,04
Idade ao quadrado	0,0002	0,0002	0,0003
Sexo	0,03	0,03	0,03
Plano de saúde	-0,02	-0,02	-0,02
Cor ≠ branco ou amarelo	0,01	0,01	0,01
Medicamento para diabetes	0,05	0,05	0,05
Medic. para problema cardíaco	0,09	0,10	0,07
Medicamento para os rins	0,07	0,06	0,10

Coefficientes com p-valor < 0,05.

A média do Índice de Fragilidade da PNS, com intervalo de confiança de 95%, é 0,150 (0,148; 0,153). A média dos índices estimados com *hot deck* na POF, é 0,153 (0,151; 0,155) no caso com independência condicional e 0,152 (0,150; 0,154) no caso sem independência condicional. As médias dos índices estimados na POF não são significativamente diferentes da média do índice original.

Os IFs estimados, então, têm médias, correlações com outras variáveis e distribuições similares à do índice original, da PNS.

### 5.8 Estimativas da associação entre o Índice de Fragilidade e a demanda por medicamentos

A Figura 16 destaca a proporção de pessoas sem consumo de medicamentos, com consumo até R\$ 50, com consumo acima de R\$ 50 e menor que R\$ 200 e assim por diante até as com consumo acima de R\$ 1.000 por mês para a população com 60 anos ou mais de idade. Apenas 0,8% das pessoas nessa faixa etária tiveram consumo de mais de R\$ 1.000 (Figura 16), mas essas pessoas foram responsáveis por 10,3% do consumo, (Figura 17).

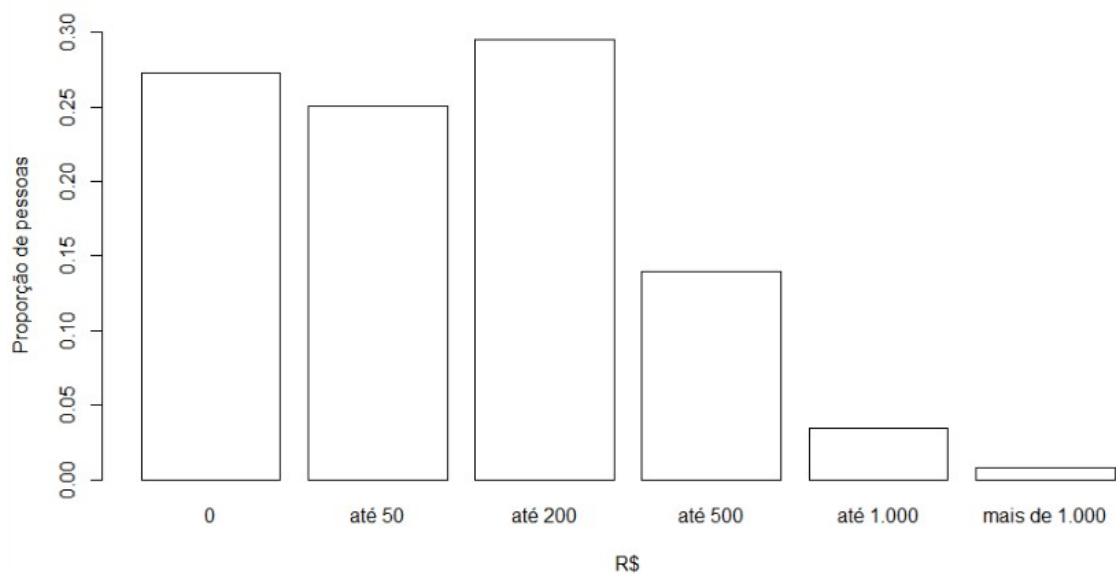


Figura 16: Proporção de pessoas com 60 anos ou mais de idade por faixa de consumo mensal de medicamentos (em R\$)

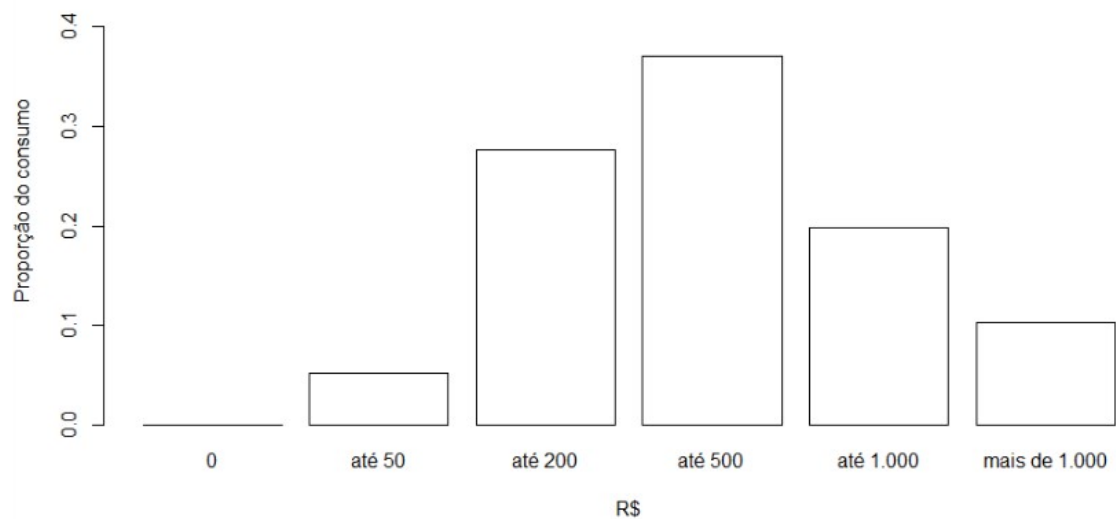


Figura 17: Proporção do consumo de medicamentos por faixa de consumo mensal, para pessoas com 60 anos ou mais de idade

O Quadro 10 apresenta o número de pessoas, o consumo total e o consumo médio em cada categoria de fragilidade para categorias estimadas com e sem independência condicional na base da POF. Nele é possível ver que a principal

diferença entre as estimativas não está no número de pessoas em cada categoria de fragilidade mas sim no consumo das pessoas alocadas em cada categoria.

Quadro 10: Número de pessoas, consumo total e consumo médio de medicamentos por categoria de fragilidade (pessoas com 60 anos ou mais) – IC de 95%

Categoria	Número de pessoas (em milhões)		
	Independência condicional	Corr = 0,5	Limite superior (corr = 0,88)
<b>Não frágil</b>	12,17 (11,76; 12,59)	12,17 (11,77; 12,58)	12,15 (11,75; 12,55)
<b>Vulnerável</b>	12,57 (12,2; 12,93)	12,66 (12,29; 13,04)	12,70 (12,31; 13,09)
<b>Frágil</b>	5,93 (5,68; 6,17)	5,83 (5,59; 6,08)	5,83 (5,58; 6,09)
<b>Muito frágil</b>	1,03 (0,93; 1,13)	1,03 (0,93; 1,13)	1,02 (0,92; 1,12)

Categoria	Consumo total por mês (R\$ milhões)		
	Independência condicional	Corr = 0,5	Limite superior (corr = 0,88)
<b>Não frágil</b>	1.220,50 (1.134,62; 1.306,37)	657,11 (600,46; 713,76)	110,32 (101,62; 119,01)
<b>Vulnerável</b>	1.471,56 (1.372,89; 1.570,23)	1.551,37 (1.461,92; 1.640,83)	1.369,15 (1.299,06; 1.439,24)
<b>Frágil</b>	793,19 (732,66; 853,72)	1.191,64 (1.099,65; 1.283,63)	1.790,71 (1.667,33; 1.914,09)
<b>Muito frágil</b>	193,67 (164,3; 223,05)	278,78 (237,78; 319,79)	408,73 (350,81; 466,66)

Categoria	Consumo médio por pessoa (R\$ por mês)		
	Independência condicional	Corr = 0,5	Limite superior (corr = 0,88)
<b>Não frágil</b>	100,25 (94,33; 106,16)	53,98 (49,76; 58,19)	9,08 (8,46; 9,7)
<b>Vulnerável</b>	117,09 (110,27; 123,91)	122,5 (116,99; 128,01)	107,84 (104,1; 111,58)
<b>Frágil</b>	133,83 (125,52; 142,13)	204,33 (192,05; 216,61)	306,89 (292,49; 321,3)
<b>Muito frágil</b>	187,47 (166,84; 208,1)	270,13 (239,78; 300,48)	400,93 (361,4; 440,47)



Além do índice no limite superior do intervalo de incerteza, um segundo índice sem independência condicional foi testado – com correlação inicial de 0,5 entre o IF e o logaritmo do consumo de medicamentos. Os resultados mostram que o intervalo entre uma correlação de 0,13 (independência condicional) e a maior correlação possível para as variáveis analisadas dá margem a padrões de consumo muito diferentes.

No modelo com independência condicional, o consumo médio das pessoas *muito frágeis* é 1,9 vezes maior que o das *não frágeis* enquanto, no modelo no limite superior do intervalo de incerteza, o consumo médio por pessoa dos *muito frágeis* é 44,2 vezes maior que o dos *não frágeis*. Apenas o grupo *vulnerável* tem um padrão de consumo por pessoa estável entre os modelos testados.

Isso acontece porque, nos modelos com correlação imputada alta, valores altos de fragilidade são associados mais fortemente a pessoas com consumo alto. Então, embora o número de pessoas em cada categoria de fragilidade seja dado pelos valores da PNS imputados com o *hot deck*, nos modelos em que o consumo é usado como variável explicativa na projeção do Índice de Fragilidade, pessoas com consumo baixo ou igual a zero recebem IFs menores e pessoas com consumo alto IFs maiores.

O número de pessoas em cada categoria tem pequenas diferenças entre os modelos por conta da forma como os valores da PNS são atribuídos sequencialmente às observações da POF no *hot deck* (ver Apêndice 1). As diferenças no consumo total por categoria de fragilidade são explicadas pelo consumo médio por pessoa em cada categoria, não pelo número de pessoas, determinado pelo *hot deck*.

A diferença entre os resultados obtidos com as estimativas com independência condicional e com o teto do intervalo de incerteza limita os usos possíveis para a estimativa do efeito de mudar de categoria de fragilidade sobre o consumo. Esse efeito, mesmo delimitado pelas médias apresentadas no Quadro 10, está dentro de um intervalo muito grande para o consumo médio por categoria.

## 6 DISCUSSÃO

Todo modelo é uma simplificação. Mas as simplificações usadas em modelos para projetar o crescimento futuro da demanda por medicamentos e serviços de saúde devem sempre ser vistas com atenção. ROCHA *et al.* (2021), por exemplo, citam artigos sobre outros países com diferentes valores para a elasticidade-renda da demanda por medicamentos e serviços de saúde para justificar a hipótese adotada em seu modelo de que, para a saúde privada, essa elasticidade é igual a 1.

O modelo de ROCHA *et al.* (2021) projeta gastos com saúde como percentual do PIB. Nesse caso específico, é importante estimar a elasticidade-renda da demanda e ver que é menor que 1. Com uma elasticidade igual a 1, o modelo – da forma como foi construído – sempre projetará que a demanda por bens e serviços privados de saúde crescerá mais que o PIB, independentemente do crescimento da economia ou de outros fatores não demográficos. O modelo adotado por ROCHA *et al.* (2021) soma o efeito da renda ao da estrutura demográfica e usa uma projeção do PIB como medida de renda. Na prática, o numerador da fração *Demanda/PIB* tem variação igual à soma do crescimento do PIB ao efeito da demografia e o denominador é o mesmo PIB usado para estimar parte da variação do numerador.<sup>3</sup>

Mais do que apontar números, modelos de projeção devem ser usados para entender como diferentes variáveis estão associadas à demanda por bens e serviços de saúde. Entender as associações entre as variáveis permite avaliar a influência de choques externos sobre a demanda de modo que as projeções possam ser revistas quando alguma variável explicativa mudar ou quando as expectativas sobre sua evolução futura forem revisadas.

O clichê de que “é difícil fazer projeções, especialmente sobre o futuro” é verdadeiro. Há incerteza sobre todas as variáveis usadas na projeção. Mesmo o crescimento da população – pouco sujeito a variações bruscas – pode ser revisto por

---

<sup>3</sup> O modelo básico de ROCHA *et al.* (2021) prevê que a demanda privada por medicamentos e serviços de saúde passará de 5,4% do PIB em 2017 para 7,2% em 2060. Esse grande crescimento potencial para o setor privado é pouco discutido no texto do artigo, que dá mais destaque para o aumento projetado para a saúde pública (ela passaria de 3,9% do PIB em 2017 para 5,3% do PIB em 2060). Boa parte do artigo discute a viabilidade de financiar o aumento do gasto público com saúde nos próximos 40 anos.

conta de uma crise econômica longa ou de uma pandemia. Por isso, a análise das relações entre as variáveis é mais útil que a projeção de valores.

A partir da análise da associação entre estrutura demográfica e demanda, podemos dizer que o impacto de mudanças nessa estrutura no uso de medicamentos e serviços privados de saúde ao longo dos anos deve ser positivo mas cada vez menor (Figura 5). Uma das razões para essa influência positiva e decrescente estimada para a demografia é a redução do crescimento da população, que passa a ser negativo a partir de 2048.

A parte demográfica do modelo também projeta uma demanda *per capita* que cresce em ritmo cada vez menor ao longo dos anos. Isso indica que a redução no crescimento da população não é a única explicação para desaceleração esperada na demanda: a mudança no perfil da população ao longo do tempo também afeta seu ritmo de crescimento.

No período de 2020 a 2060, o crescimento projetado para a demanda a partir da estrutura demográfica é de 50,7% para medicamentos e de 43,3% para planos e serviços privados de saúde. Isso equivale a um aumento anual de 1,0% para medicamentos e 0,9% para os serviços. Entre 2010 e 2020, o crescimento anual apontado pelo modelo foi de 2,2% para medicamentos e 2,1% para serviços, indicando que, no futuro, a pressão da estrutura demográfica sobre o crescimento da demanda deve diminuir<sup>4</sup>.

A elasticidade-renda menor do que 1 estimada tanto para os medicamentos quanto para os serviços de saúde é uma relação importante. Ela indica que um aumento da renda das famílias contribui para diminuir o peso das despesas com saúde no orçamento familiar. A elasticidade menor que 1 significa que um crescimento na renda deve ser acompanhado por um aumento menos que proporcional na demanda por esses bens e serviços e se contrapõe ao tom alarmista (BARER *et al.*, 1995, EVANS *et al.*, 1993, GEE, 2002) usado em algumas projeções sobre a participação da saúde na cesta de consumo das famílias (ou aumenta o alarme, caso a renda das famílias diminua ou não tenha crescimento significativo nos próximos anos).

---

<sup>4</sup> Entre 2010 e 2019 (último dado disponível) o volume de medicamentos e de serviços privados de saúde consumidos pelas famílias cresceu, respectivamente, 1,7% e 1,6% ao ano em média. No caso dos medicamentos, houve queda no consumo entre 2015 e 2017 (associada à recessão de 2015-2016). Houve queda no consumo de serviços privados de saúde em 2016 e em 2019 (IBGE, 2022).

O impacto da renda (considerando que ela aumente) contrabalançaria parte do efeito da estrutura demográfica sobre o aumento futuro na participação dos gastos privados com saúde no orçamento familiar.

O efeito de mudanças no estado de saúde da população sobre a demanda por medicamentos dependerá da velocidade com que essas mudanças ocorrerem. Um evento drástico que, de um ano para outro, faça com que parte dos idosos vulneráveis se tornem frágeis pode aumentar significativamente a demanda por medicamentos.

Mas, fora crises atípicas (como pandemias de doenças que deixam sequelas), não devemos esperar que a fragilidade da população varie muito de um ano para outro. O impacto dessa variável sobre a demanda por medicamentos em períodos normais seria então menor que o da estrutura demográfica ou o da renda.

Uma redução da fragilidade para cada faixa de idade ao longo do tempo (FRIES, 1980, FUCHS, 1984) é um cenário provável para o longo prazo e é compatível com o aumento da expectativa de vida que se observava no Brasil até o início da pandemia de Covid-19.

Nesse caso, a influência da variável relacionada à saúde – diminuindo a proporção de pessoas frágeis dentro de cada faixa etária – contrabalançaria uma parte do impacto do envelhecimento sobre a demanda por medicamentos.

O trabalho de analisar a demanda por medicamentos e serviços de saúde não acaba aqui. Os métodos e técnicas discutidos nesta tese podem ser aplicados a outras bases de dados para atualizar e compor um quadro mais detalhado da demanda por produtos de saúde no país.

O artigo disponibilizado no Apêndice 3 aprofunda a análise da associação entre renda e consumo de planos de saúde, sendo possível observar que o comprometimento da renda com o consumo de planos de saúde é maior para as pessoas idosas. Essa despesa, para muitos idosos, se torna um *gasto catastrófico*, levando essas pessoas a abrir mão do consumo de outros bens essenciais para conseguir arcar com despesas relacionadas à saúde.

As análises e métodos aplicados nesse artigo podem subsidiar a formulação de políticas públicas. Também nesse caso, conhecer as relações entre as variáveis é mais importante que projetar totais para o futuro. Projeções de totais para o futuro sempre serão imprecisas. O comprometimento da renda das famílias com planos de saúde depende de políticas que determinam, por exemplo, os critérios de reajuste por faixa

etária para esses planos. Análises que contribuam para mudar esses critérios – levando talvez a um futuro diferente do projetado nos modelos – são de maior interesse do que análises que apenas projetem valores futuros. A justificativa para fazer as projeções apresentadas nesta tese é contribuir para a formulação de políticas públicas – e não obter uma previsão exata das demandas futuras da população.

Entre as limitações desta tese estão não analisar a relação entre fragilidade e serviços de saúde e não tratar da demanda por serviços de saúde pública. A maior parte dos gastos com serviços privados de saúde ocorre via planos de saúde – que são mais relacionados à renda que à saúde de quem paga pelo plano. A estimativa da associação entre o estado de saúde da população e esse gasto, então, teria uma precisão ainda menor que a estimativa da associação entre fragilidade e demanda por medicamentos e, por isso, não foi feita. A saúde pública – responsável pela maior parte da prestação de serviços de saúde no país – tem uma dinâmica própria e bases de dados específicas que merecem um estudo à parte.

## REFERÊNCIAS

- AGÊNCIA Nacional de Saúde Suplementar (Brasil) – Dados gerais. Rio de Janeiro: ANS. Disponível em: <http://www.ans.gov.br/perfil-do-setor/dados-gerais>. Acesso em outubro de 2019.
- ANDERSEN, Ronald M., John F. Newman, “Societal and Individual Determinants of Medical Care Utilization in the United States”. Reprinted from *The Milbank Memorial Fund Quarterly: Health and Society*, 1973, Vol. 51, No. 1 (pp. 95-124), 2005.
- ASTOLFI, Roberto, Luca Lorenzoni, e Jillian Oderkirk. *A Comparative Analysis of Health Forecasting Methods*, OECD Health Working Papers No. 59, Outubro de 2012. Disponível em: <https://dx.doi.org/10.1787/5k912j389bf0-en>. Acesso em novembro de 2021.
- BARER, Morris L., Robert G. Evans, Clyde Hertzman. "Avalanche or Glacier?: Health Care and the Demographic Rhetoric”, *Canadian Journal on Aging / La Revue canadienne du vieillissement*, Volume 14, Issue 2, 1995 , pp. 193-224.
- BAUMOL, William J., “Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis”. *The American Economic Review*, 57(3), 415-426, 1967.
- BOECKING, Wolfgang, Anna Klamar, Florian Kitzmann, e Wilhelm Kirch. “Pharmaco-economic impact of demographic change on pharmaceutical expenses in Germany and France”. *BMC Public Health* 12, nº 1 (23 de outubro de 2012): 894.
- D’ORAZIO, Marcelo, Marco Di Zio e Mauro Scanu, *Statistical Matching – Theory and practice*, John Wiley& Sons, 2006, West Sussex, Inglaterra.
- EVANS, Robert G, Morris L. Barer, Greg L. Stoddart e Vandna Bhatia. *Who Are the Zombie Masters and What Do They Want?*. Centre for Health Services and Policy Research Discussion Paper, University of British Columbia, Vancouver, Canada, 1993.
- EVANS, Robert G., Kimberlyn M. McGrail, Steven G. Morgan, Morris L. Barer and Clyde Hertzman. “APOCALYPSE NO: Population Aging and The Future of

Health Care Systems”. *Canadian Journal on Aging / La Revue canadienne du vieillissement*, volume 20, janeiro de 2001.

FRIED, Linda P. et al. “Frailty in older adults: evidence for a phenotype. The journals of gerontology”. *Biological sciences and medical sciences*, v. 56, n. 3, p. M146-156, 2001.

FRIES, James F. “Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity.” *New England Journal of Medicine*, 1980. 303(3): 130–35.

FUCHS, Victor R. *Though much is taken: reflections on ageing, health and medical care*. The Milbank Memorial Fund Quarterly Health and Society. 1984;61(1):143-66.

GARCIA, Leila Posenato, Ana Cláudia Sant'Anna, Luís Carlos Garcia de Magalhães, Lúcia Rolim Santana de Freitas, Adriana Pacheco Aures. “Gastos das famílias brasileiras com medicamentos segundo a renda familiar: análise da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2002-2003 e de 2008-2009”, *Cad. Saude Publica*, Rio de Janeiro, 29(8):1605-1616, ago, 2013.

GEE, Ellen M. “Misconceptions and misapprehensions about population ageing”, *International Journal of Epidemiology*, Volume 31, Issue 4, August 2002, Pages 750–753.

IBGE. Conta-Satélite de Saúde – 2010-2019, Rio de Janeiro: IBGE, 2022.

----- Pesquisa de Orçamentos Familiares: Perfil das Despesas no Brasil: 2008-2009. Rio de Janeiro: IBGE, 165p, 2012.

----- Pesquisa de Orçamentos Familiares: Primeiros Resultados: 2017-2018. Rio de Janeiro: IBGE, 72p, 2019.

----- Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017-2018: Manual do Agente de Pesquisa. Rio de Janeiro: IBGE, 317p, 2017.

- Pesquisa Nacional de Saúde: Percepção do estado de saúde, estilos de vida e doenças crônicas: 2013. Rio de Janeiro: IBGE. 181p, 2014.
- PESQUISA Nacional de Saúde: Percepção do estado de saúde, estilos de vida, doenças crônicas e saúde bucal: 2019. Rio de Janeiro: IBGE 117p, 2020.
- Projeção da População: 2010-2060. Rio de Janeiro: IBGE, 2018. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9109-projecao-da-populacao.html?=&t=resultados>>. Acesso em out. 2019.
- JAKOVLJEVIC, Mihajlo, Elena Potapchik, Larisa Popovich, Debasis Barik e Thomas Getzen. “Evolving Health Expenditure Landscape of the BRICS Nations and Projections to2025”. *Health Economics*, 26(7):844–852, 2016.
- JEFFERS, James R., Mario F. Bognanno, e John C. Bartlett. “On the demand versus need for medical services and the concept of ‘shortage’”. *Am J Public Health*, 61(1):46-63, 1971
- KADANE, Joseph Born (1978). “Some statistical problems in merging data files”. In Department of Treasury, Compendium of Tax Research, pp. 159–179. Washington, DC: US Government Printing Office. Reprinted in 2001: *Journal of Official Statistics*, 17, 423–433.
- KILDEMOES, Helle Wallach, Terkel Christiansen, DorteGyrd-Hansen, Ivar Sønbo Kristiansen, e Morten Andersen. “The impact of population ageing on future Danish drug expenditure”. *Health Policy* 75, n° 3 (1º de fevereiro de 2006): 298–311.
- LUMLEY, Thomas. survey: analysis of complex survey samples. R package version 3.35-1, 2019. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/survey/survey.pdf>. Acesso em outubro de 2019.
- LUNDSTRÖM, Sixten e Carl Erick Särndal. *Calibration as a Method for Deriving Non response Adjusted Weights*, Bulletin of the International Statistical Institute, 52nd Session, 1999. Acessado em outubro de /2019.
- MARSHALL, Alfred. *Princípios de Economia*, Editora Abril, São Paulo, 1981 [1890].



- MINISTRY of Health and Social Affairs. *The Future Need for Care - Results from the LEV Project*. Swedish Government Offices, 10 de dezembro de 2010.
- MITNISKI, Arnold, Alexander Mogilner e Kenneth Rockwood. “Accumulation of deficits as a proxy measure of Aging”, *The Scientific World*, 323-336, 2001.
- MORAES, Ricardo Montes, Maria Angelica Borges dos Santos, Fabiola Sulpino Vieira e Rosimary Terezinha de Almeida. “Cobertura de políticas públicas e acesso a medicamentos no Brasil”, *Revista de Saúde Pública*, 56:58, 2022a.
- MORAES, Ricardo Montes, Maria Angelica Borges dos Santos, Heitor Franco Werneck, Márcio Nunes De Paula e Rosimary Terezinha de Almeida. “Gastos das famílias com planos de saúde no Brasil e comprometimento da renda domiciliar: uma análise da Pesquisa de Orçamentos Familiares (2017/2018)”, *Cadernos de Saúde Pública*, 38(3): e00354320, 2022b.
- MORGAN, Steven e Colleen Cunningham. “Population Aging and the Determinants of Healthcare Expenditures: The Case of Hospital, Medical and Pharmaceutical Care in British Columbia, 1996 to 2006”. *Healthcare Policy - Politiques De Sante* 7, n° 1 (agosto de 2011): 68–79.
- MORIARITY, Chris e Fritz Scheuren. “Statistical Matching: A Paradigm for assessing the uncertainty in the procedure”. *Journal of official statistics*, Vol. 17, n°3, 2001.
- NATAF, André. “Sur La Possibilité De Construction De Certains Macromodèles”. *Econometrica*, vol. 16, no. 3, 1948, pp. 232–244.
- NEWHOUSE, Joseph. “Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey”, *Journal of Human Resources*, 1977, 12, 115–125
- OECD. *Improving Forecasting of Pharmaceutical Spending - OECD*. Acessado 16 de julho de 2019.
- OFS. *Déterminants et évolution des coûts du système de santé em Suisse. Revue de la littérature et projections à l’horizon 2030*. Office Fédéral de la Statistique Neuchatel, Suíça, 2007.

ONU. *System of National Accounts 2008*. Nova York: Organização das Nações Unidas, 2009. 662 p. Preparado sob os auspícios da Organização das Nações Unidas - ONU, Comissão Europeia - EUROSTAT, Fundo Monetário Internacional - FMI, Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico - OCDE e Banco Mundial.

POPPER, Karl Raimund, *The Poverty of Historicism*, Routledge, Londres, 1957.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing [Internet]. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing; Available from: <http://www.R-project.org>

RANNAN-ELIYA, Ravindra P. e Institute for Health Policy (Colombo, Sri Lanka). *Population Ageing and Health Expenditure: Sri Lanka, 2001-2101*. Institute for Health Policy, 2008.

ROBINSON, William S. “Ecological Correlation and the Behavior of Individuals”. *American Sociological Review*, 15. American Sociological Association, 1950.

ROCHA, Rudi, Isabela Furtado e Paula Spinola. “Financing needs, spending projection, and the future of health in Brazil”. *Health Economics*, 2021.

SÄRNDAL, Carl Erik e Sixten Lundström, *Estimation in the presence of Nonresponse and Frame Imperfections*, Statistics Sweden, Suécia, 2001.

SILVA, Mariá Gonçalves Pereira. *Índice de fragilidade do idoso brasileiro: uma abordagem multidimensional*. Tese de doutorado defendida no Programa de Engenharia Biomédica da COPPE/UFRJ em 2018.

SILVA, Mariá Gonçalves Pereira e Rosimary Terezinha de Almeida. “An index of Brazilian frailty and its association with social factors”. *Archives of gerontology and geriatrics*, v. 81, p. 136-141, 2019.

SILVEIRA, Fernando Gaiger, Luciana Mendes Servo, Tatiane Menezes e Sérgio Francisco Piola (Organizadores). *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*, IPEA, Brasília, 2007.

SIMPSON, Edward H.. “The interpretation of interaction in contingency tables”,  
*Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 13, 1951.

THIÉBAUT, Sophie, Thomas Barnay, e Bruno Ventelou. “Ageing, chronic conditions  
and the evolution of future drugs expenditure: a five-year micro-simulation  
from 2004 to 2029”. *Applied Economics* 45, n° 13 (1° de maio de 2013): 1663–  
72.

VAN DAAL, Jan. e Arnold Merkies. *Aggregation in Economic Research: From  
Individual to Macro Relations*. Springer, 1984.

YULE, George Udny, “Notes on the theory of association of attributes in Statistics”.  
*Biometrika*, 2(2), 1903.

# APÊNDICES

## Apêndice 1

### Detalhamento do *hot deck*

No *hot deck* por ordenamento, tanto a base com dados da POF quanto a da PNS foram divididas em 54 grupos de acordo com as variáveis de UF e sexo.

Em cada um desses grupos, os dados foram ordenados de acordo com a variável do Índice de Fragilidade (IF). Em seguida, os IFs da PNS foram copiados para as linhas da POF de acordo com essa ordem, dentro de cada grupo. Como na base da POF há dois valores projetados para o IF (estimados na pare paramétrica do modelo), o processo de *hot deck* foi feito duas vezes: com o IF estimado com independência condicional e com o que supõe uma relação direta entre consumo e IF.

No fim do processo, foram gerados dois novos vetores de Índice de Fragilidade na base da POF, os dois estimados por *hot deck* mas cada um construído a partir de uma das saídas do modelo paramétrico.

Como POF e PNS têm pesos amostrais, esses pesos foram levados em conta no ordenamento. Usando os pesos, é possível adotar uma base com menos observações como doadora para preencher valores em uma base com mais entrevistados. A base da POF, para pessoas com 60 anos ou mais, tem 26.221 observações e a da PNS, 22.725 pessoas selecionadas nos domicílios.

Dentro de cada um dos 54 grupos da PNS, foi criado um novo vetor de pesos amostrais para a PNS segundo a fórmula seguinte, aplicada a cada observação  $i$  da base da PNS.

$$\text{Peso novo}_i = \text{Peso antigo}_i * \frac{\sum \text{Pesos}_{\text{POF}}}{\sum \text{Pesos}_{\text{PNS}}}$$

Assim, a soma dos pesos novos da PNS para o cada grupo de observações é igual à soma dos pesos da POF para o grupo equivalente.

Depois de ordenar as observações de cada grupo por IF, a imputação de valores da PNS à POF foi feita de acordo com o algoritmo abaixo:

- Considerando que o total de linhas da POF é igual a  $M$  e o da PNS é igual a  $N$  e
- O valor inicial de  $n$  é igual a 1,
- Para a primeira linha ( $m=1$ ) da base POF, o Índice de Fragilidade é igual ao da primeira linha da base PNS ( $n=1$ ).
- Para as linhas  $m$  seguintes na POF, os valores são imputados linha por linha, recursivamente, considerando que:
  - Se a soma dos pesos da linha 1 à linha  $m$  na base POF for maior que a soma dos novos pesos da PNS da linha 1 até a linha  $n$ , o valor de  $n$  passa a ser igual a  $n + 1$ .
  - O valor do Índice de Fragilidade da linha  $n$  na PNS é imputado à linha  $m$  da POF.

Esse algoritmo é aplicado a cada linha  $m$  da POF e – como a soma dos pesos das duas bases é igual – faz com que a base POF seja preenchida com todos os valores do IF da base PNS, quer dizer: o valor final de  $n$  é  $N$ : é igual ao número de linhas do grupo da base PNS usado.

RSP

Revista de  
Saúde Pública<http://www.rsp.fsp.usp.br/>

## Cobertura de políticas públicas e acesso a medicamentos no Brasil

Ricardo Montes de Moraes<sup>I</sup> , Maria Angelica Borges dos Santos<sup>II</sup> , Fabiola Sulpino Vieira<sup>IV</sup> , Rosimary Terezinha de Almeida<sup>III</sup> <sup>I</sup> Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Rio de Janeiro, RJ, Brasil<sup>II</sup> Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto Alberto Luiz Coimbra de Pós-Graduação e Pesquisa em Engenharia. Programa de Engenharia Biomédica. Rio de Janeiro, RJ, Brasil<sup>III</sup> Fundação Oswaldo Cruz. Escola Nacional de Saúde Pública. Rio de Janeiro, RJ, Brasil<sup>IV</sup> Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília, DF, Brasil

### RESUMO

**OBJETIVO:** Descrever padrões de consumo de medicamentos com e sem desembolso direto de recursos, segundo faixas de idade e de renda, destacando os fármacos associados a programas de saúde com garantias específicas de acesso.

**MÉTODOS:** Estudo descritivo observacional usando microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF/IBGE) 2017–2018. Inicialmente, foram definidas as garantias específicas de acesso a medicamentos do SUS pela sistematização de programas/políticas com essa previsão. A partir dos medicamentos do quadro 29 do questionário de despesas individuais (POF-4), foram selecionados tipos de medicamentos associados a essas garantias. Foram descritas as frequências e os percentuais de pessoas sem consumo e com consumo (aquisição com e sem desembolso direto de recursos), segundo faixas de idade e de renda. Para medicamentos vinculados a garantias específicas, comparou-se valores médios mensais de aquisições e padrões de consumo por faixa etária e renda.

**RESULTADOS:** Entre as pessoas com renda domiciliar até dois salários mínimos, 63% não declararam consumo de medicamentos no mês. Entre as acima de 25 salários mínimos, foram 44,3%. Aquisições sem desembolso direto foram feitas principalmente por pessoas na faixa com até 10 salários mínimos e entre os mais idosos. O consumo sem desembolso direto representou 20,5% do consumo total de medicamentos (em valor). Para políticas com garantias específicas de acesso, o consumo sem desembolso foi de 33,6% com variações desse percentual entre os medicamentos selecionados no estudo: vacinas, 83,3%; medicamentos para câncer, 70,3%; diabetes, 47,9%; hipertensão, 35,9%; asma e bronquite, 29,2%; problemas oftalmológicos, 14%; medicamentos para próstata e vias urinárias, 10,7%; para problemas ginecológicos, 11,6%; e anticoncepcionais, 9,7%.

**CONCLUSÃO:** O consumo sem desembolso ainda é baixo, mas beneficia principalmente pessoas de menor renda e idosos. Políticas e programas com garantias específicas de acesso a medicamentos têm aumentado esse acesso. Os resultados sugerem a necessidade de fortalecer e ampliar as políticas de assistência farmacêutica.

**DESCRITORES:** Acesso aos Serviços de Saúde. Política Nacional de Assistência Farmacêutica. Medicamentos de Uso Contínuo. Medicamentos Essenciais. Avaliação de Programas e Projetos de Saúde.

#### Correspondência:

Ricardo Montes de Moraes  
Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística  
Av. República do Chile, 500,  
6º andar  
20031-170 Rio de Janeiro, RJ, Brasil  
E-mail: ricardo.moraes@ibge.gov.br

**Recebido:** 25 mai 2021

**Aprovado:** 3 ago 2021

**Como citar:** Moraes RM, Santos MAB, Vieira FS, Almeida RT. Cobertura de políticas públicas e acesso a medicamentos no Brasil. Rev Saude Publica. 2022;56:58. <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2022056003898>

**Copyright:** Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Licença de Atribuição Creative Commons, que permite uso irrestrito, distribuição e reprodução em qualquer meio, desde que o autor e a fonte originais sejam creditados.



## INTRODUÇÃO

Medicamentos são um componente expressivo dos gastos em saúde no mundo. Em países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), eles respondem por 20% do total dos gastos em saúde<sup>1</sup>. No Brasil, representam 18,4% das despesas com bens e serviços de saúde e 29,2% dos gastos das famílias com saúde<sup>2</sup>, onerando especialmente as mais vulneráveis<sup>3</sup>. Essa realidade realça a importância do financiamento público do acesso a medicamentos.

As políticas públicas de cobertura farmacêutica são definidas segundo sua amplitude (*breadth*), seu escopo (*scope*) e a exigência ou não de copagamento (*depth*) para obtenção do medicamento<sup>4</sup>. Com as políticas de regulação e precificação do mercado farmacêutico<sup>3,5</sup>, essas políticas determinam as despesas incorridas pelas famílias e, em última instância, seu acesso a medicamentos.

A amplitude da cobertura farmacêutica define o percentual da população com acesso a medicamentos via financiamento público. Países da OCDE em geral disponibilizam amplitude plena de cobertura para medicamentos mediante esquemas de reembolso governamental ou de seguros específicos<sup>6</sup>. As restrições dizem respeito ao escopo de medicamentos disponibilizado (listas positivas e negativas de medicamentos para financiamento governamental)<sup>7</sup> e à exigência ou não de copagamento<sup>8</sup>. Países emergentes, por outro lado, não disponibilizam cobertura pública plena. Na prática, restringem o financiamento público a segmentos demográficos ou populacionais específicos ou a algumas doenças determinadas, com um escopo reduzido de medicamentos<sup>1</sup>.

No Brasil, a Política Nacional de Medicamentos (PNM) e a Política Nacional de Assistência Farmacêutica (PNAF), aprovadas em 1998 e 2004 respectivamente, estabeleceram, entre suas diretrizes e eixos estratégicos, a garantia do acesso da população a medicamentos e a promoção do seu uso racional. Definiram ainda como lista orientadora da oferta pública, a Relação Nacional de Medicamentos Essenciais (Rename)<sup>8,9</sup>. A partir de 2012, a Rename perdeu seu caráter norteador e passou a ser tratada como uma lista positiva para financiamento público pelas três esferas de governo<sup>10</sup>.

Além da garantia esperada para os medicamentos na Rename, o Sistema Único de Saúde (SUS) estruturou sua assistência farmacêutica (AF) em torno de diversos programas e políticas para segmentos populacionais ou doenças específicas que incluem, de forma mais ou menos explícita, garantias distintivas de acesso a medicamentos. Mapear os segmentos em que há garantias específicas de acesso a medicamentos é um bom ponto de partida para monitorar o desempenho nessa área.

São escassos os estudos de abrangência nacional sobre a amplitude da cobertura farmacêutica no Brasil. Dados sobre compras públicas podem ser obtidos em registros administrativos do governo e usados para produzir informações sobre a disponibilidade de medicamentos. Mas há lacunas significativas nesses dados – em especial no que se refere às compras feitas por estados e municípios. Além disso, os dados não têm informações sobre o escopo e a cobertura populacional das políticas de AF.

Uma fonte relativamente pouco usada e que pode aumentar o detalhamento a esse respeito – por tipo de medicamento, de beneficiário e de consumo (aquisições com e sem desembolso direto) – é a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF)<sup>11</sup>. Além de informações sobre gastos, a POF pergunta aos entrevistados o valor estimado da aquisição de medicamentos obtidos sem desembolso direto – o que fornece informação potencial sobre financiamento público de medicamentos. A POF permite também conhecer a distribuição do consumo por faixas de renda e idade, tanto para as aquisições com quanto para as sem desembolso.

Assim, a partir de uma sistematização de programas e políticas que explicitem garantias específicas de AF no SUS, buscou-se identificar padrões de cobertura e consumo de

medicamentos segundo faixas de renda e de idade daqueles que fazem aquisições sem desembolso direto de recursos. Entender quem se beneficia dessas aquisições é fundamental para monitorar e avaliar resultados de políticas nessa área.

## MÉTODOS

Trata-se de estudo observacional, usando dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Inicialmente, foram pesquisadas no Sistema de Legislação da Saúde leis, portarias e normas relacionadas a programas que incluíssem como parte de seus objetivos o fornecimento de medicamentos. A partir dessa pesquisa, foram identificadas as principais garantias específicas de acesso com previsão de cobertura farmacêutica em vigor no SUS.

A POF é uma pesquisa domiciliar com amostra de 57.920 domicílios – selecionados em conglomerados nos diferentes estratos da pesquisa. Ela tem representatividade nacional e seu objetivo é descrever as estruturas de consumo e renda das famílias e também suas condições de vida. Com as variáveis do quadro 29 do questionário de despesas individuais da POF (Questionário 4), que discrimina 88 produtos farmacêuticos, foram elaborados tradutores para associar cada um dos programas previamente identificados aos tipos de medicamento da POF correspondentes. A seleção e compatibilização entre tipos de medicamento e programas de AF foi realizada por duas das autoras – uma médica e uma farmacêutica – com experiência em gestão de saúde pública.

Foi usada a edição mais recente da POF, apurada entre 11 de julho de 2017 e 9 de julho de 2018. Os dados sobre medicamentos na pesquisa se referem aos obtidos nos últimos 30 dias antes de cada entrevista.

Na pesquisa foram apurados os valores e a forma de aquisição de medicamentos (variável *V9002*), classificada como ‘com desembolso’ (aquisição monetária) e ‘sem desembolso’ (sem um pagamento direto de quem recebe o medicamento). No caso das aquisições sem desembolso, os entrevistados declararam valores estimados para os medicamentos obtidos. Os microdados da POF incluem também valores deflacionados para o período de referência de janeiro de 2018 (variável *V8000\_defla*) para evitar que variações de preço ao longo dos meses da coleta de dados distorçam a interpretação dos resultados<sup>11</sup>.

Para cada tipo de medicamento listado na POF, foram agregados os valores e a quantidade de pessoas que reportaram aquisições com e sem desembolso segundo a faixa de idade (*V0403*) e a faixa de renda (variável *Renda\_total* do domicílio de quem obteve o medicamento).

As agregações por idade abrangem 14 faixas entre 0–19 anos e 80 anos ou mais, com intervalos de cinco e de dez anos. As agregações por renda incluem sete faixas: até dois salários-mínimos (SM), 2–3 SM, 3–6 SM, 6–10 SM, 10–15 SM, 15–25 SM e > 25 SM.

Para verificar a consistência entre os valores estimados pelos entrevistados nas aquisições sem desembolso e os declarados nas aquisições com desembolso (*proxy* de preços de mercado) calculou-se, para cada tipo de medicamento, o valor médio mensal das aquisições com e sem desembolso de quem adquiriu o produto.

Uma análise descritiva, com estimativas pontuais e intervalares, foi realizada para: (a) valores médios mensais e percentuais de pessoas declarando consumo; (b) consumo total de medicamentos; (c) percentual de pessoas sem desembolso entre as que obtiveram medicamentos de programas com garantias específicas de acesso.

Cruzamentos de variáveis em que a frequência observada na amostra foi pequena foram excluídos das tabelas. As análises foram realizadas com o software *R* (versão 4.0.3) e o pacote *survey* (versão 4.0), que leva em conta o desenho do plano amostral da pesquisa.



A participação das pessoas sem desembolso no total das que adquiriram medicamentos em cada grupo etário e de renda foi estimada com a função *svyciprop* para o cálculo do intervalo de confiança de 95%<sup>12</sup>.

## RESULTADOS

O Brasil tem vários programas ou políticas de saúde que envolvem garantias específicas de acesso a medicamentos. Para além das políticas mais abrangentes, PNM e PNAF, identificou-se as que têm relação com tipos específicos de medicamentos pesquisados na POF (Quadro).

**Quadro.** Garantias específicas de acesso a medicamentos em políticas e programas de saúde, segundo tipos de medicamento da POF.

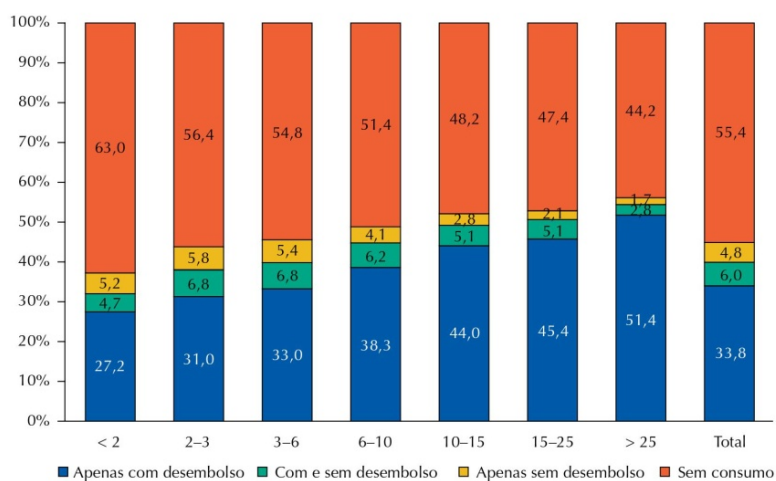
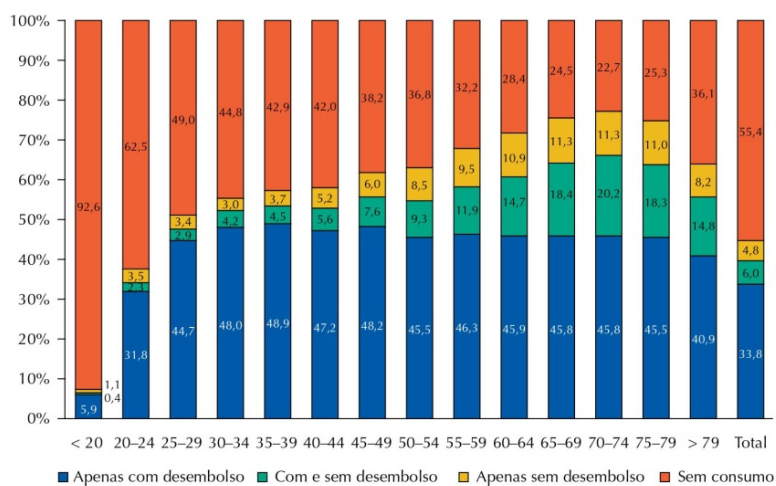
Políticas/Programas	Garantias específicas de acesso a medicamentos	Tipos de medicamentos da POF
Política Nacional de Atenção em Oftalmologia	Assistência farmacêutica no SUS como elemento da política, com foco no tratamento do glaucoma. Inclusão de medicamentos no Componente Especializado da Assistência Farmacêutica (CEAF) <sup>13,14</sup> .	Para problema ocular (oftalmológico)
Política Nacional de Atenção Integral à Saúde da Mulher	Oferta de métodos anticoncepcionais para a população em idade reprodutiva. Inclui contraceptivos orais e injetáveis, dispositivo intrauterino (DIU) e diafragma <sup>13,14</sup> .	Anticoncepcional
		Para problema ginecológico
Política Nacional para a Prevenção e Controle do Câncer na Rede de Atenção à Saúde das Pessoas com Doenças Crônicas	Acesso dos pacientes à quimioterapia. Com o lançamento de quimioterápicos de uso oral, os centros de alta complexidade em oncologia (CACON) e as unidades de assistência em alta complexidade em oncologia (UNACON) passaram a dispensar medicamentos quimioterápicos para uso pelos pacientes em seus domicílios. O Ministério da Saúde realiza a compra centralizada de alguns antineoplásicos com o objetivo de reduzir o custo dos tratamentos no SUS e aumentar o acesso da população ao tratamento <sup>13,15</sup> .	Para câncer
Política de Saúde Mental	Acesso a medicamentos para pessoas com sofrimento ou transtorno mental. Na Relação Nacional de Medicamentos Essenciais (Rename) estão incluídos medicamentos para tratamento de diversos problemas de saúde nessa área: ansiolíticos, antidepressivos, antipsicóticos, entre outros <sup>13,14,16</sup> .	Para autismo
		Para depressão (antidepressivo)
		Para estresse (calmante)
		Para o sistema nervoso
Política Nacional de Transplantes de Órgãos e Tecidos	Não existe uma política formal com essa denominação. Mas, sim, um Sistema Nacional de Transplantes, além de protocolos clínicos e diretrizes terapêuticas que estabelecem o uso de imunossupressores e de outros medicamentos no tratamento dos pacientes transplantados. Os medicamentos constantes dos protocolos estão incluídos na Rename <sup>14,17</sup> .	Medicamentos imunossupressores
Política Nacional de Atenção Integral da Saúde do Homem	Prevê entre as suas diretrizes o tratamento dos agravos e enfermidades do homem. Na Rename, estão incluídos medicamentos para o tratamento da hiperplasia prostática benigna <sup>13,14</sup> .	Para próstata e vias urinárias
Programa Farmácia Popular do Brasil	Dispensação por farmácias privadas, mediante copagamento dos usuários, de uma lista de medicamentos usados no tratamento da dislipidemia, osteoporose, glaucoma, rinite e doença de Parkinson, além de contraceptivos e fraldas geriátricas. Dispensação gratuita ao paciente de medicamentos usados no tratamento da hipertensão, diabetes e asma <sup>18,19</sup> .	Para asma e bronquite
		Para diabetes
		Para os ossos e articulações
		Para pressão alta (anti-hipertensivo)
Programa Nacional de Controle do Tabagismo	Acesso a medicamentos para tratamento das pessoas tabagistas <sup>14,16</sup> .	Para redução de colesterol ou triglicérides
Programa Nacional de DST/aids	Acesso a medicamentos antirretrovirais e a outros medicamentos para tratamento de doenças oportunistas <sup>14,20</sup> .	Combate ao alcoolismo e tabagismo
Programa Nacional de Imunizações	Acesso a vacinas e soros <sup>14,21</sup> .	Para aids
		Preservativo e lubrificante íntimo
Programas Estratégicos de Saúde	Não existe um programa formal com essa denominação. Agrega um conjunto de programas em saúde, tais como controle da tuberculose, da hanseníase, das endemias focais, da gripe (Influenza), além da prevenção de deficiências nutricionais e do programa de sangue e hemoderivados <sup>14,22</sup> .	Vacinas
		Para doenças infecciosas e endêmicas

POF: Pesquisa de Orçamentos Familiares; DST: doenças sexualmente transmissíveis.

Quando se considera o total de produtos farmacêuticos com dados apurados na POF e não apenas os medicamentos com garantias específicas de acesso no SUS, 63% das pessoas com renda domiciliar de até dois SM não consumiram medicamentos. Na faixa acima de 25 SM, esse percentual foi de 44,3% (Figura). O percentual de pessoas sem consumo diminui ao longo das faixas de renda, sugerindo que há restrições orçamentárias ao consumo nas faixas de renda mais baixas e/ou consumo excessivo nas faixas de renda mais altas.

Pessoas com renda inferior a 10 SM são as que mais têm consumo sem desembolso. Ainda assim, a proporção de aquisições sem desembolso é baixa em todas as faixas de renda, variando de 5,8% a 1,7% para as pessoas com aquisições apenas sem desembolso (Figura).

A partir da faixa de 2–3 SM, as aquisições sem desembolso – incluindo as pessoas com os dois tipos de aquisição no mês (categoria “Com e sem desembolso”, na figura) – diminuem



Fonte: dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), 2017–2018.

**Figura.** Percentual de pessoas por forma de aquisição de medicamentos e por faixas de idade e renda no período de um mês. Brasil, 2017–2018.

com o aumento da renda. A menor proporção de pessoas com aquisições sem desembolso é a da faixa > 25 SM (4,5%). Na faixa até dois SM, esse percentual é de 9,9%.

Na análise por faixas etárias, o uso de medicamentos sem desembolso é mais expressivo entre os idosos, grupo em que grande parte das pessoas consome medicamentos de forma regular (39,2% dos usuários de medicamentos sem desembolso têm 60 anos ou mais). Na faixa etária de 70–74 anos, 77,3% das pessoas obtiveram medicamentos (com ou sem desembolso) no mês anterior à pesquisa.

Os medicamentos associados a programas de AF específicos responderam por 41,4% do valor do consumo total (com e sem desembolso) registrado na POF, mas concentram 67,8% do consumo sem desembolso de recursos. Do total de medicamentos com garantias específicas de acesso, 33,6% foram obtidos sem desembolso direto de recursos, ou seja, embora a maior parte dos medicamentos obtidos sem desembolso esteja associada a programas de AF, essas obtenções ainda representam apenas um terço do total para esses tipos de medicamento (uso sem desembolso como proporção do valor total das aquisições do medicamento).

Do total de produtos farmacêuticos listados na POF, 58,6% não está associado a nenhum programa ou política de saúde. Nesse grupo, 11,3% do valor foi de aquisições sem desembolso.

A Tabela 1 apresenta valores médios mensais de aquisições com e sem desembolso e o percentual do valor das aquisições e de pessoas com desembolso por tipo de medicamento da POF abrangido nas garantias específicas de acesso. Nas aquisições de medicamentos para hipertensão, colesterol, próstata e vias urinárias, o valor médio mensal de aquisições com desembolso foi maior do que para aquisições sem desembolso. Em medicamentos para problemas oculares ocorreu o oposto: o valor médio das aquisições sem desembolso foi maior. Para os outros produtos, as diferenças de preço (valor médio por aquisição) ficaram dentro dos intervalos de confiança.

Ordenando os medicamentos de acordo com o percentual das aquisições com desembolso no total, é possível ver uma relação entre esse percentual e o valor médio mensal por aquisição.

**Tabela 1.** Valor médio mensal com e sem desembolso direto de recursos e percentual de valores e de pessoas que compraram medicamentos com previsão de garantias específicas no SUS (IC95%).

Medicamento	Valor de aquisição médio mensal com desembolso (R\$)	Valor de aquisição médio mensal sem desembolso (R\$)	Percentual do valor das aquisições com desembolso	Percentual de pessoas com desembolso
Vacinas	181,9 (89,5–274,3)	143,2 (109,0–177,4)	16,7 (6,5–26,9)	13,6 (7,4–19,8)
Para câncer	234,7 (160,5–308,8)	307,4 (174,6–440,2)	29,7 (17,1–42,4)	36,2 (24,9–47,5)
Para diabetes	96,1 (89,5–102,8)	70,9 (64,1–77,6)	52,1 (48,5–55,7)	45,8 (43,9–47,7)
Para doenças infecciosas e endêmicas	147,1 (124,3–169,9)	207,2 (162,6–251,8)	58,5 (46,9–70,0)	69,5 (60,6–78,4)
Para pressão alta (anti-hipertensivo)	47,9 (46,3–49,6)	34,8 (33,3–36,3)	64,1 (62,4–65,9)	57,7 (56,4–59,0)
Para redução de colesterol ou triglicérides	48,6 (46,2–51,0)	39,3 (35,1–43,5)	68,7 (65,2–72,2)	64,7 (62,3–67,0)
Para o sistema nervoso	117,9 (109,3–126,5)	116,8 (102,0–131,6)	70,0 (66,1–73,8)	72,6 (70,2–75,0)
Para asma e bronquite	93,5 (84,1–103,0)	98,8 (84,2–113,5)	70,8 (64,5–77,1)	74,1 (68,9–79,4)
Para depressão (antidepressivo)	110,7 (103,3–118,1)	95,2 (83,4–106,9)	74,3 (70,9–77,8)	72,6 (70,3–74,9)
Preservativo e lubrificante íntimo	15,6 (10,3–21,0)	13,8 (11,8–15,9)	75,3 (67,5–83,1)	73,3 (68,8–77,8)
Para estresse (calmante)	59,9 (56,2–63,7)	52,5 (44,0–60,9)	77,4 (74,0–80,9)	76,0 (73,6–78,4)
Para os ossos e articulações	97,8 (90,0–105,6)	93,4 (79,5–107,3)	81,8 (78,0–85,6)	82,3 (79,3–85,2)
Para problema ocular (oftalmológico)	65,2 (60,7–69,9)	89,6 (73,0–106,2)	86,0 (83,0–89,1)	90,7 (89,1–92,2)
Para problema ginecológico	58,6 (51,7–65,5)	54,3 (29,4–79,2)	88,4 (82,1–94,7)	87,6 (84,4–90,9)
Para próstata e vias urinárias	85,5 (78,8–92,2)	57,8 (46,2–69,5)	89,3 (85,6–93,0)	85,0 (80,6–89,4)
Anticoncepcional	23,5 (22,6–24,5)	20,2 (18,4–21,9)	90,3 (89,0–91,6)	89,0 (87,8–90,1)

Fonte: dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), 2017–2018.  
IC95% : intervalo de confiança de 95%.

Nota: medicamentos com amostra pequena ou resultados não significativos não foram incluídos.

O percentual de pessoas com desembolso entre as que obtiveram cada medicamento é, em geral, maior para os medicamentos com preços mais baixos.

Para o total dos produtos farmacêuticos listados na POF, 20,5% do valor foi de aquisições sem desembolso de recursos. Embora a maior parte do consumo de medicamentos no país dependa de desembolso direto das famílias, há itens para os quais a maior parte das aquisições ocorre sem desembolso. É o caso das vacinas (83,3% sem desembolso). As estimativas de valor das aquisições mensais e do número de pessoas que obtiveram medicamentos com e sem desembolso direto, por política e tipo de medicamento da POF, são apresentadas na Tabela 2.

Além das vacinas, os medicamentos para câncer também foram, em sua maior parte, consumo sem desembolso (70,3%). Em seguida, destacam-se duas das três classes de medicamentos para doenças crônicas dispensadas em unidades do SUS e pelo Programa Farmácia Popular: medicamentos para diabetes e para hipertensão. A POF não tem dados separados para asma

**Tabela 2.** Consumo mensal de medicamentos com previsão de garantias específicas, em valor (R\$ milhões) e quantidade de pessoas que os obtiveram (em milhares) com e sem desembolso direto (IC95%).

Políticas e programas / tipos de medicamentos da POF	Valores com desembolso	Valores sem desembolso	Pessoas com desembolso	Pessoas sem desembolso
Política Nacional de Atenção em Oftalmologia	<b>168,2 (151,7–184,7)</b>	<b>27,4 (20,9–33,8)</b>	<b>2.578,4 (2.397,8–2.759,0)</b>	<b>305,4 (250,3–360,6)</b>
Para problema ocular (oftalmológico)	168,2 (151,7–184,7)	27,4 (20,9–33,8)	2.578,4 (2.397,8–2.759,0)	305,4 (250,3–360,6)
Política Nacional de Atenção Integral à Saúde da Mulher	<b>192,0 (179,9–204,1)</b>	<b>21,6 (17,9–25,3)</b>	<b>7.138,0 (6.792,0–7.484,0)</b>	<b>910,2 (816,4–1.003,9)</b>
Anticoncepcional	153,9 (143,8–164,1)	16,6 (14,3–18,9)	6.543,2 (6.213,9–6.872,4)	821,4 (730,5–912,3)
Para problema ginecológico	38,1 (31,8–44,3)	5,0 (2,1–8,0)	650,1 (573,2–727,0)	92,5 (66,8–118,1)
Política Nacional de Atenção Oncológica	<b>18,8 (10,5–27,1)</b>	<b>44,4 (25,9–63,0)</b>	<b>80,1 (54,8–105,6)</b>	<b>144,6 (92,8–196,3)</b>
Para câncer	18,8 (10,5–27,1)	44,4 (25,9–63,0)	80,1 (54,8–105,6)	144,6 (92,8–196,3)
Política Nacional de Saúde Mental	<b>825,5 (777,0–874,1)</b>	<b>299,3 (268,0–330,6)</b>	<b>7.858,0 (7.527,0–8.190,0)</b>	<b>2.982,9 (2.792,5–3.173,4)</b>
Para depressão (antidepressivo)	331,1 (300,5–361,7)	114,3 (96,7–132,0)	2.991,4 (2.801,1–3.181,6)	1.201,3 (1.091,3–1.311,3)
Para estresse (calmante)	194,1 (176,7–211,6)	56,6 (45,3–67,8)	3.239,2 (3.038,9–3.439,6)	1.078,1 (957,9–1.198,4)
Para o sistema nervoso	299,1 (270,5–327,6)	128,4 (107,1–149,7)	2.537,3 (2.364,2–2.710,5)	1.099,6 (984,4–1.214,7)
Política Nacional de Atenção Integral da Saúde do Homem	<b>48,9 (42,1–55,8)</b>	<b>5,9 (3,8–8,0)</b>	<b>572,2 (501,5–642,9)</b>	<b>101,5 (69,0–134,0)</b>
Para próstata e vias urinárias	48,9 (42,1–55,8)	5,9 (3,8–8,0)	572,2 (501,5–642,9)	101,5 (69,0–134,0)
Programa Farmácia Popular do Brasil	<b>1.336,3 (1.275,0–1.397,5)</b>	<b>796,1 (748,2–844,0)</b>	<b>18.374,0 (17.841,0–18.908,0)</b>	<b>13.233,0 (12.775,5–13.690,5)</b>
Para asma e bronquite	60,8 (51,2–70,4)	25,1 (18,6–31,5)	650 (569,4–730,5)	253,5 (195,2–311,8)
Para diabetes	328,5 (298–359,1)	302,2 (268,4–336,0)	3.418 (3.225,7–3.610,3)	4.264 (4.043,3–4.484,7)
Para os ossos e articulações	123,2 (107,6–138,7)	27,5 (21,2–33,7)	1.260 (1.139–1.381)	294,1 (243,2–345)
Para pressão alta (anti-hipertensivo)	639,8 (609,5–670,1)	357,7 (336,2–379,2)	13.352,7 (12.923,5–13.781,9)	10.277,5 (9.874,6–10.680,4)
Para redução de colesterol ou triglicerídeos	184 (168,9–199,1)	83,7 (71,5–95,9)	3.782,8 (3.541,5–4.024,2)	2.129,3 (1.960,2–2.298,5)
Programa Nacional de DST/aids	<b>13,6 (8,6–18,6)</b>	<b>56,4 (24,8–88,0)</b>	<b>873,4 (740,4–1.006,5)</b>	<b>360,0 (293,9–426,1)</b>
Preservativo e lubrificante íntimo	13,6 (8,6–18,6)	4,5 (3,5–5,4)	873,4 (740,4–1.006,5)	323,3 (260,8–385,8)
Programa Nacional de Imunizações	<b>8,8 (3,0–14,5)</b>	<b>43,8 (28,8–58,7)</b>	<b>48,2 (24,6–71,8)</b>	<b>305,6 (231,3–379,9)</b>
Vacinas	8,8 (3,0–14,5)	43,8 (28,8–58,7)	48,2 (24,6–71,8)	305,6 (231,3–379,9)
Programas Estratégicos de Saúde	<b>29,6 (21,4–37,8)</b>	<b>21,1 (12,3–29,8)</b>	<b>201,3 (152,0–250,7)</b>	<b>101,6 (67,7–135,5)</b>
Para doenças infecciosas e endêmicas	29,6 (21,4–37,8)	21,1 (12,3–29,8)	201,3 (152,0–250,7)	101,6 (67,7–135,5)

Fonte: dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), 2017–2018.

IC95%: intervalo de confiança de 95%; DST: doenças sexualmente transmissíveis.

Nota: medicamentos e programas com amostra pequena ou resultados não significativos não foram incluídos.

– o terceiro item com medicamentos sem copagamento no Programa Farmácia Popular. Entretanto os medicamentos “para asma e bronquite” na POF, têm participação de 29,2% para o valor do consumo sem desembolso.

No caso dos medicamentos para aids, a POF não apurou ocorrência de aquisição com desembolso, pois medicamentos para aids não são vendidos em farmácias comerciais. Assim, não há referência de preço para os usuários em suas estimativas de valor. Amostras pequenas no consumo de medicamentos para aids, autismo, alcoolismo e tabagismo e imunossupressores não permitiram uma estimativa robusta de médias mensais para esses itens.

Aquisições sem desembolso também tiveram participações expressivas em medicamentos para: doenças infecciosas ou endêmicas (41,5%), redução de colesterol (31,3%) e sistema nervoso (30%). Com percentuais menores para o valor do total de aquisições sem desembolso estão: anticoncepcionais (9,7%), medicamentos para próstata e vias urinárias (10,7%), medicamentos para problemas ginecológicos (11,6%) e medicamentos para problemas oftalmológicos (14%).

A Tabela 3 mostra o detalhamento, por faixas de idade e de renda, do percentual de pessoas sem desembolso entre as que obtiveram medicamentos relacionados a cada programa ou política de saúde.

Na maioria dos programas e políticas com garantias específicas para medicamentos, as diferenças entre as faixas de idade não foram significativas. No caso de algumas políticas de saúde, o tamanho da amostra não permitiu a desagregação por faixas de idade e renda.

Exceto pela Política Nacional de Atenção em Oftalmologia (com intervalo de confiança muito largo para permitir essa conclusão), para os programas estudados, as faixas de zero a

**Tabela 3.** Percentual de pessoas sem desembolso direto entre as que obtiveram medicamentos com garantias específicas de acesso, por política ou programa associado ao medicamento, faixa de idade e faixa de renda domiciliar (em salários mínimos) (IC95%).

Faixas de idade	Programa Nacional de DST/aids	Programa Farmácia Popular do Brasil	Programa Nacional de Imunizações	Política Nacional de Atenção em Oftalmologia	Política Nacional de Saúde Mental	Política Nacional de Atenção Integral à Saúde da Mulher
< 20	41,3 (28,2–55,7)	38,5 (26,6–51,9)	82,9 (61,9–93,5)	18,6 (7,5–39,1)	36,8 (28,4–46,1)	14,3 (10,9–18,5)
20–29	30,6 (23,6–38,6)	29,9 (24,2–36,2)	81,8 (63,0–92,2)	7,7 (3,2–17,1)	28,9 (23,0–35,5)	11,4 (9,7–13,4)
30–39	20,9 (15,0–28,3)	33,7 (30,1–37,6)	88,6 (74,4–95,4)	8,9 (4,5–16,7)	25,2 (21,7–29,0)	10,7 (8,9–12,8)
40–49	23,3 (14,8–34,7)	41,8 (39,3–44,3)	83,9 (64,1–93,8)	5,9 (3,3–10,2)	29,9 (26,6–33,5)	9,8 (7,5–12,7)
50–59	55,2 (33,4–75,2)	47,3 (45,2–49,3)	79,3 (54,2–92,6)	6,8 (4,5–10,3)	31,5 (28,5–34,6)	15,2 (9,7–23,1)
60–69	54,6 (22,9–82,9)	48,8 (46,9–50,8)	95,2 (69,5–99,4)	15,2 (10,9–20,7)	29,5 (25,9–33,3)	9,8 (2,7–30,1)
70–79	9,7 (0,2–82,8)	48,9 (46,6–51,2)	100,0 (ND)	15,4 (11,0–21,0)	26,6 (22,5–31,2)	25,1 (5,5–65,8)
> 79	ND	41,8 (38,3–45,4)	100,0 (ND)	9,5 (4,9–17,4)	18,9 (14,1–24,9)	22,0 (3,2–70,9)
Faixas de renda	Programa Nacional de DST/aids	Programa Farmácia Popular do Brasil	Programa Nacional de Imunizações	Política Nacional de Atenção em Oftalmologia	Política Nacional de Saúde Mental	Política Nacional de Atenção Integral à Saúde da Mulher
< 2	44,3 (34,2–54,9)	50,0 (47,8–52,1)	100,0 (ND)	15,1 (10,6–21,1)	33,8 (30,4–37,4)	16,0 (13,4–19,0)
2–3	34,6 (25,9–44,4)	50,7 (48,9–52,5)	94,5 (84,6–98,1)	13,2 (10,2–17,0)	34,9 (32,3–37,6)	12,1 (10,2–14,2)
3–6	31,7 (21,4–44,0)	51,5 (49,2–53,8)	88,6 (70,1–96,2)	11,4 (7,9–16,2)	36,4 (32,9–40,1)	15,4 (12,5–18,8)
6–10	13,6 (4,9–32,9)	30,7 (27,4–34,2)	74,3 (39,0–92,9)	4,5 (1,5–12,6)	12,4 (8,9–16,9)	5,6 (3,5–9,1)
10–15	20,4 (13,2–30,2)	43,3 (40,6–46,1)	82,8 (55,8–94,8)	8,3 (5,1–13,2)	23,4 (20,0–27,2)	8,1 (6,2–10,6)
15–25	8,4 (2,7–23,0)	24,9 (20,9–29,4)	52,1 (28,7–74,7)	4,1 (1,3–12,1)	9,8 (6,4–14,6)	5,7 (2,5–12,5)
> 25	6,5 (1,3–26,4)	13,5 (10,2–17,8)	65,8 (30,3–89,5)	3,8 (0,5–22,2)	4,4 (1,9–9,7)	4,1 (1,3–12,4)

Fonte: dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), 2017–2018.

IC95%: intervalo de confiança de 95%; ND: não disponível; DST: doenças sexualmente transmissíveis.

Nota: programas com amostra pequena ou resultados não significativos não foram incluídos.

15 salários mínimos tiveram percentuais mais altos de pessoas que obtiveram medicamentos sem desembolso. As pessoas em domicílios com renda acima de 15 salários mínimos formam um outro grupo, com menor participação das que obtiveram medicamentos sem desembolso (Tabela 3).

## DISCUSSÃO

A POF mostra que 20,5% do consumo de medicamentos (em valor) ocorreu sem desembolso das famílias. A maior parte das aquisições de medicamentos sem desembolso foi feita por pessoas nas faixas de renda domiciliar até 10 salários mínimos e nas faixas etárias mais altas. Ainda assim, a participação do financiamento público no consumo de medicamentos é notoriamente baixa no Brasil e está longe da média da OECD, de 58%<sup>23</sup>.

Na Conta-Satélite de Saúde<sup>2</sup>, publicação do IBGE com dados agregados sobre bens e serviços relacionados à saúde, o consumo de medicamentos sem desembolso direto das famílias brasileiras representa 7,5% do consumo total. A principal razão para a diferença entre os percentuais sem desembolso na POF e na Conta-Satélite tem relação com preços e com o tipo de medicamento comprado pelo governo. O governo disponibiliza medicamentos com base em prescrições médicas e uso racional e paga preços menores do que os praticados para venda às famílias, pois conta com os Preços Máximos de Venda Governamental, abaixo dos de mercado para alguns medicamentos, e compra em escalas maiores. Assim, para um mesmo total de recursos, o governo compra mais unidades de medicamentos do que as famílias. É possível dizer que, estimado com preços similares para as aquisições com e sem desembolso, o percentual sem desembolso da POF está mais perto de descrever a proporção dessas aquisições em termos de quantidades físicas do que a comparação de valores feita na Conta-Satélite<sup>24</sup>.

As garantias específicas contidas em determinadas políticas e programas específicos (como o Programa Nacional de Imunizações e o Programa Farmácia Popular) parecem ter assegurado um acesso sem desembolso superior ao da lista de garantias gerais da PNAF. Isso configura um padrão semelhante ao de países em desenvolvimento, que tendem a concentrar o financiamento público da AF em nichos específicos de populações ou doenças<sup>4</sup>.

Entretanto, as garantias específicas de acesso a medicamentos têm coberturas muito distintas. Entre os medicamentos analisados com maior participação do consumo sem desembolso estão as vacinas (83,3%) e os medicamentos para câncer (70,3%). No outro extremo, com baixo percentual de aquisições sem desembolso, estão anticoncepcionais (9,7%), medicamentos para próstata e vias urinárias (10,7%), para problemas ginecológicos (11,6%) e para problemas oftalmológicos (14%).

O acesso sem desembolso a medicamentos para hipertensão e diabetes via Programa Farmácia Popular evitou internações no SUS e mortes relacionadas a essas doenças nos municípios em que o programa foi implementado<sup>25</sup>. Quando esses medicamentos passaram a ter distribuição gratuita, sem copagamento, seu uso aumentou, indicando que, para muitas pessoas, o preço é uma barreira ao acesso, ainda que esses produtos sejam dispensados em farmácias das unidades de saúde do SUS<sup>26,27</sup>.

Pessoas com menor renda obtêm medicamentos sem desembolso com mais frequência que pessoas nas faixas mais altas. Como, para elas, o preço é mais frequentemente uma barreira ao acesso<sup>26</sup>, a obtenção sem desembolso contribui para evitar a piora de seu estado de saúde, possíveis internações e também mortes precoces por interrupção do tratamento de doenças crônicas já diagnosticadas<sup>25</sup>.

Depreende-se que a redução do financiamento público de medicamentos, observada em registros administrativos desde 2016, pode ter efeitos graves não só sobre a saúde da população como sobre as despesas com serviços – sobrecarregando a rede hospitalar com casos evitáveis<sup>25</sup>.

O programa de AF de menor cobertura foi o de atenção à mulher. Esse foi um achado surpreendente considerando o destaque desse segmento de políticas – relacionadas às metas três e cinco dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS)<sup>28</sup>. As políticas de atenção à saúde do homem, atenção em oftalmologia e controle do tabagismo também tiveram baixa participação de medicamentos obtidos sem desembolso direto. Entre as políticas mais recentes, o baixo desembolso exigido para acesso a alguns medicamentos, como os anticoncepcionais, vendidos a preços mais baixos em farmácias privadas, pode ser um dos motivos da baixa cobertura nesses segmentos. O incentivo para buscar medicamentos públicos está provavelmente ligado aos altos preços e às baixas barreiras de acesso. Procedimentos complexos para obter os medicamentos podem desmotivar essa procura, penalizando em especial aqueles com menor renda. Isso sugere a necessidade de simplificar procedimentos de acesso a medicamentos em que a obtenção sem desembolso tem sido baixa, como no caso de anticoncepcionais.

Chama atenção a boa cobertura nos chamados “medicamentos da pobreza” (vacinas e para doenças endêmicas). Esses medicamentos têm foco em doenças transmissíveis e figuram entre as mais antigas garantias específicas na AF, com o Programa Nacional de Imunização precedendo inclusive à PNAF<sup>29</sup>.

Este estudo tem algumas limitações. Para idades muito avançadas, a amostra pequena conduz a estimativas pouco robustas, dada a variabilidade dos dados. No caso de medicamentos menos usados (como os para tabagismo ou para câncer), amostras pequenas produzem variâncias grandes impedindo uma análise significativa por faixa de idade ou de renda.

Há diferenças entre os valores apresentados na POF para obtenção de medicamentos sem desembolso e os registros administrativos do governo para despesas com programas específicos – como o para aids. Essa limitação da base de dados está relacionada à atribuição de valores, pelos entrevistados na POF, para os medicamentos obtidos sem desembolso e também ao tamanho da amostra no caso de medicamentos usados por uma parte pequena da população.

A pesquisa não registra aquisições de medicamentos por pessoas com menos de 10 anos de idade. Como o registro está associado a quem fez a aquisição (e não a quem usou o medicamento), pode-se supor que a aquisição para pessoas na faixa mais baixa é, em grande parte, feita por seus pais e registrada como deles, levando à possível superestimativa no consumo das faixas etárias com filhos ou dependentes menores.

Merecem também menção a distribuição gratuita de medicamentos vinculada à amostra grátis<sup>30</sup> e, desde 2014, a distribuição de antineoplásicos orais e medicamentos para combate a efeitos colaterais da quimioterapia por planos de saúde<sup>31</sup>, que podem responder por parte do consumo sem desembolso. Seria incorreto afirmar que toda a aquisição de medicamentos sem desembolso na POF está relacionada a financiamentos do SUS.

O fato de os valores do consumo sem desembolso (aquisições não monetárias, na POF) serem estimados pelos declarantes tem motivado desconfiança em relação a esses dados e poderia ser considerado uma limitação. Entretanto, comparando valores médios mensais para aquisições com e sem desembolso para os tipos de medicamentos estudados, não foram encontradas diferenças substanciais – o que justifica o uso desses dados. O uso dos dados de aquisições não monetárias é uma das contribuições positivas deste artigo para o estudo da cobertura da AF.

As políticas e programas analisados receberam destaque neste estudo porque têm previsão de oferta de medicamentos de forma específica para seus beneficiários. Mas é importante lembrar que o direito à assistência terapêutica integral é componente do direito à saúde e que, para garanti-lo, os entes da Federação têm implementado uma série de medidas para o fortalecimento da AF no SUS. Uma ampla rede de farmácias públicas é responsável por sua dispensação em todo o país. Contudo, a baixa disponibilidade de medicamentos nessas

farmácias<sup>32</sup> pode explicar, em parte, os percentuais elevados de aquisição de medicamentos com desembolso direto, mesmo para aqueles que têm garantias extras definidas em políticas e programas específicos e para tratamento de doenças de alta prevalência. Essa situação indica a existência de barreiras de acesso a esses produtos no SUS.

Os resultados deste artigo sugerem a necessidade de fortalecer e ampliar as políticas de AF, que têm beneficiado principalmente pessoas de menor renda ou maior consumo relacionado à idade. Os dados sobre aquisições monetárias e não monetárias de medicamentos da POF, ainda que de maneira indireta, ajudam a descrever o alcance dessas políticas no que se refere ao acesso a medicamentos.

## REFERÊNCIAS

1. Belloni A, Morgan D, Paris V. Pharmaceutical expenditure and policies: past trends and future challenges. Paris (FR): OECD; 2016. (OECD Health Working Papers; n° 87). <https://doi.org/10.1787/5jm0q1f4cdq7-en>
2. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Conta-satélite de saúde: Brasil: 2010-2017. Rio de Janeiro: IBGE; 2019 [citado 17 fev 2021]. Disponível em: <http://informe.ensp.fiocruz.br/assets/anexos/6c3e434126a948bd2b5aec4eede17f92ed6ac3c8.PDF>
3. Boing AC, Bertoldi AD, Posenato LG, Peres KG. Influência dos gastos em saúde no empobrecimento de domicílios no Brasil. *Rev Saude Publica*. 2014;48(5):797-807. <https://doi.org/10.1590/S0034-8910.2014048005113>
4. Maniadakis N, Kourlaba G, Shen J, Holtorf A. Comprehensive taxonomy and worldwide trends in pharmaceutical policies in relation to country income status. *BMC Health Serv Res*. 2017;17:371. <https://doi.org/10.1186/s12913-017-2304-2>
5. Dias LLS, Santos MAB, Pinto CDBS. Regulação contemporânea de preços de medicamentos no Brasil - uma análise crítica. *Saude Debate*; 43(121):543-58. <https://doi.org/10.1590/0103-1104201912120>
6. Vogler S, Haasis MA, Dedet G, Lam J, Pedersen HB. Medicines reimbursement policies in Europe. Copenhagen (DK): WHO Regional Office for Europe; 2018 [citado 21 maio 2021]. Disponível em: [https://www.euro.who.int/\\_\\_data/assets/pdf\\_file/0011/376625/pharmaceutical-reimbursement-eng.pdf](https://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0011/376625/pharmaceutical-reimbursement-eng.pdf)
7. Barnieh L, Clement F, Harris A, Blom M, Donaldson C, Klarenbach S, et al. A systematic review of cost-sharing strategies used within publicly-funded drug plans in member countries of the Organisation for Economic Co-Operation and Development. *PLoS One*. 2014;9(3):e90434. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0090434>
8. Ministério da Saúde (BR). Portaria N° 3.916, de 30 de outubro de 1998. Aprova a Política Nacional de Medicamentos. Brasília, DF; 1998 [citado 17 fev 2021]. Disponível em: [https://bvsm.sau.gov.br/bvs/sau/legis/gm/1998/prt3916\\_30\\_10\\_1998.html](https://bvsm.sau.gov.br/bvs/sau/legis/gm/1998/prt3916_30_10_1998.html)
9. Ministério da Saúde (BR), Conselho Nacional de Saúde. Resolução N° 338, de 6 de maio de 2004. Aprova a Política Nacional de Assistência Farmacêutica. Brasília, DF: CNS; 2004 [citado 17 fev 2021]. Disponível em: [https://bvsm.sau.gov.br/bvs/sau/legis/cns/2004/res0338\\_06\\_05\\_2004.html](https://bvsm.sau.gov.br/bvs/sau/legis/cns/2004/res0338_06_05_2004.html)
10. Santos-Pinto CDB, Ventura M, Pepe VLE, Osorio-de-Castro CGS. Novos delineamentos da Assistência Farmacêutica frente à regulamentação da Lei Orgânica da Saúde. *Cad Saude Publica*. 2013;29(6):1056-8. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2013000600002>
11. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento. Pesquisa de Orçamentos Familiares: primeiros resultados: 2017-2018. Rio de Janeiro: IBGE; 2019 [citado 17 fev 2021]. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101670.pdf>
12. Lumley T. *The Analysis of Complex Survey Samples*. Wien (AT): CRAN; 2020 [citado 21 maio 2021]. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/survey/survey.pdf>
13. Ministério da Saúde (BR). Portaria de Consolidação N° 2, de 28 de setembro de 2017. Consolidação das normas sobre as políticas nacionais de saúde do Sistema Único de Saúde. Brasília, DF; 2017 [citado 11 mar 2021]. Disponível em: [http://www.cvs.sau.gov.br/zip/U\\_PRC-MS-GM-2\\_280917.pdf](http://www.cvs.sau.gov.br/zip/U_PRC-MS-GM-2_280917.pdf)



14. Ministério da Saúde (BR), Secretaria de Ciência, Tecnologia, Inovação e Insumos Estratégicos em Saúde, Departamento de Assistência Farmacêutica e Insumos Estratégicos em Saúde. Relação Nacional de Medicamentos Essenciais 2020. Brasília, DF; 2020 [citado 11 mar 2021]. Disponível em: [https://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/publicacoes/relacao\\_medicamentos\\_rename\\_2020.pdf](https://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/publicacoes/relacao_medicamentos_rename_2020.pdf)
15. Ministério da Saúde (BR), Secretaria de Atenção à Saúde, Departamento de Regulação, Avaliação e Controle, Coordenação-Geral de Sistemas de Informação. Manual de bases técnicas da oncologia - SIA/SUS. 21. ed. Brasília, DF; 2015. [citado 11 mar 2021]. Disponível em: <https://portal.arquivos.saude.gov.br/images/pdf/2015/outubro/16/Manual-Oncologia-21-edi---o-14-09-2015.pdf>
16. Ministério da Saúde (BR). Portaria de Consolidação Nº 3, de 28 de setembro de 2017. Consolidação das normas sobre as redes do Sistema Único de Saúde. Brasília, DF; 2017 [citado 11 mar 2021]. Disponível em: [https://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2017/prc0003\\_03\\_10\\_2017.html](https://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2017/prc0003_03_10_2017.html)
17. Ministério da Saúde (BR). Portaria de Consolidação Nº 4, de 28 de setembro de 2017. Consolidação das normas sobre os sistemas e os subsistemas do Sistema Único de Saúde. Brasília, DF; 2017 [citado 11 mar 2021]. Disponível em: <https://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2017/MatrizConsolidacao/Matriz-4-Sistemas.html>
18. Brasil. Decreto Nº 5.090, de 20 de maio de 2004. Regulamenta a Lei no 10.858, de 13 de abril de 2004, e institui o programa “Farmácia Popular do Brasil”, e dá outras providências. Brasília, DF; 2004 [citado 11 mar 2021]. Disponível em: [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2004-2006/2004/decreto/d5090.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2004/decreto/d5090.htm)
19. Ministério da Saúde (BR). Farmácia Popular. Brasília, DF; 2021 [citado 11 mar 2021]. Disponível em: <https://antigo.saude.gov.br/acoes-e-programas/farmacia-popular>
20. Brasil. Lei Nº 9.313, de 13 de novembro de 1996. Dispõe sobre a distribuição gratuita de medicamentos aos portadores do HIV e doentes de AIDS. Brasília, DF; 1996 [citado 11 mar 2021]. Disponível em: [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/l9313.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l9313.htm)
21. Ministério da Saúde (BR). Programa Nacional de Imunizações: 30 anos. Brasília, DF; 2003 [citado 11 mar 2021]. (Série C. Projetos e Programas e Relatórios). Disponível em: [https://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/publicacoes/livro\\_30\\_anos\\_pni.pdf](https://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/publicacoes/livro_30_anos_pni.pdf)
22. Secretaria de Estado da Saúde do Espírito Santo. Programas do Componente Estratégico. Vitória; SD [citado 11 mar 2021]. Disponível em: <https://farmaciacidada.es.gov.br/programas-do-componente-estrategico>
23. Organisation for Economic Co-operation and Development. Health at a glance: OECD indicators 2019. Paris (FR): OECD; 2019. <https://doi.org/10.1787/4dd50c09-en>
24. Vieira FS, Santos MAB. O setor farmacêutico no Brasil sob as lentes da conta-satélite de saúde. Brasília, DF: Ipea; 2020 [citado 6 maio 2021]. (Texto para Discussão; nº 2615). Disponível em: [http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/10328/1/td\\_2615.pdf](http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/10328/1/td_2615.pdf)
25. Almeida ATC, Sá EB, Vieira FS, Benevides RPS. Impacts of a Brazilian pharmaceutical program on the health of chronic patients. *Rev Saude Publica*. 2019;53: 20. <https://doi.org/10.11606/S1518-8787.2019053000733>
26. Emmerick ICM, Campos MR, Luiza VL, Chaves LA, Bertoldi AD, Ross-Degnan D. Retrospective interrupted time series examining hypertension and diabetes medicines usage following changes in patient cost sharing in the ‘Farmácia Popular’ programme in Brazil. *BMJ Open*. 2017;7(11):e017308. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2017-017308>
27. Almeida ATC, Vieira FS. Copagamento dos usuários no programa Farmácia Popular do Brasil: um estudo exploratório da rede conveniada. Brasília, DF: Ipea; 2020 [citado 17 fev 2021]. (Texto para Discussão; nº 2585). Disponível em: [http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/10218/1/td\\_2585.pdf](http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/10218/1/td_2585.pdf)
28. World Health Organization. Sustainable Development Goals (SDGs). Geneva (CH): WHO; c2021 [citado 21 maio 2021]. Disponível em: [https://www.who.int/health-topics/sustainable-development-goals#tab=tab\\_3](https://www.who.int/health-topics/sustainable-development-goals#tab=tab_3)
29. Santana RS, Lupatini EO, Leite SN. Registro e incorporação de tecnologias no SUS: barreiras de acesso a medicamentos para doenças da pobreza? *Cienc Saude Coletiva*. 2017;22(5):1417-28. <https://doi.org/10.1590/1413-81232017225.32762016>
30. Ministério da Saúde (BR), Agência Nacional de Vigilância Sanitária. Resolução-RDC Nº 60, de 26 de novembro de 2009. Dispõe sobre a produção, dispensação e controle de amostras grátis de medicamentos e dá outras providências. Brasília, DF: Anvisa; 2009 [citado 21 maio 2021]. Disponível em: [https://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/saudelegis/anvisa/2009/rdc0060\\_26\\_11\\_2009.html](https://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/saudelegis/anvisa/2009/rdc0060_26_11_2009.html)

31. Brasil. Lei Nº 12.880 de 13 de novembro de 2013. Altera a Lei nº 9656 de 3 de junho de 1998, que dispõe sobre os planos e seguros privados de “assistência à saúde”, para incluir tratamentos entre as coberturas obrigatórias. Brasília, DF; 2013 [citado 21 maio 2021]. Disponível em: <https://presrepublica.jusbrasil.com.br/legislacao/112108327/lei-12880-13>
32. Nascimento RCRM, Álvares J, Guerra Junior AA, Gomes IC, Costa EA, Leite SN, et al. Disponibilidade de medicamentos essenciais na atenção primária do Sistema Único de Saúde. Rev Saude Publica. 2017; 51 Supl 2:10s. <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2017051007062>

---

**Financiamento:** Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes - taxa de publicação do artigo).

**Contribuição dos Autores:** Concepção e planejamento do estudo: RMM, MABS, FSV e RTA. Coleta, análise e interpretação dos dados: RMM, MABS, FSV, RTA. Elaboração ou revisão do manuscrito: RMM, MABS, FSV, RTA. Aprovação da versão final: RMM, MABS, FSV, RTA. Responsabilidade pública pelo conteúdo do artigo: RMM, MABS, FSV, RTA.

**Conflito de Interesses:** Os autores declaram não haver conflito de interesses.

<https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2022056003898>

13

### Gastos das famílias com planos de saúde no Brasil e comprometimento da renda domiciliar: uma análise da *Pesquisa de Orçamentos Familiares (2017/2018)*

Family expenditures on healthcare plans in Brazil and household budget commitment: an analysis of the *Brazilian Household Budgets Survey (2017/2018)*

Gastos de las familias con planes de salud en Brasil y comprometimiento de la renta domiciliar: un análisis de la *Encuesta de Presupuestos Familiares (2017/2018)*

Ricardo Montes de Moraes <sup>1,2</sup>  
Maria Angelica Borges dos Santos <sup>3</sup>  
Heitor Franco Werneck <sup>4</sup>  
Márcio Nunes De Paula <sup>4</sup>  
Rosimary Terezinha de Almeida <sup>1</sup>

doi: 10.1590/0102-311X00354320

#### Resumo

Estudos com edições anteriores da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) indicam que, no Brasil, pagar um plano de saúde aumenta o percentual da renda gasto com saúde e não reduz a probabilidade de ter gastos excessivos com saúde. Descrevem-se relações entre gastos com planos de saúde, renda e faixas etárias, destacando o efeito de ter plano sobre a probabilidade de comprometer mais de 40% da renda com despesas relacionadas à saúde. Análise de microdados da POF 2017/2018 para determinar o comprometimento da renda domiciliar per capita dos pagantes de planos por faixa etária e por tipo de plano, e regressão logística para fatores associados a comprometer mais de 40% da renda com despesas de saúde. Em 12 meses, R\$ 78,1 bilhões foram gastos com planos médicos por 22,1 milhões de pessoas. O comprometimento da renda com planos individuais aumenta consistentemente com a idade, passando de 4,5% da renda domiciliar per capita (< 19 anos) para 10,6% dessa renda (79 anos ou mais). A probabilidade de comprometer mais de 40% da renda com despesas de saúde diminui com a renda, cresce com a idade e é maior para quem paga plano de saúde. A despesa apenas com os planos supera 40% da renda domiciliar per capita para 5,6% das pessoas com 60 anos ou mais que pagam planos individuais e para 4% das que pagam planos empresariais. As pessoas nas faixas de idade mais altas e faixas de renda mais baixas são as com maior probabilidade de comprometer mais de 40% da renda com despesas de saúde. Rever as regras de reajuste por idade dos planos é uma alternativa para tentar mitigar esse problema.

*Planos de Saúde; Gasto Catastrófico; Financiamento; Idoso*

#### Correspondência

R. M. Moraes  
Programa de Engenharia Biomédica, Instituto Alberto Luiz Coimbra de Pós-graduação e Pesquisa em Engenharia, Universidade Federal do Rio de Janeiro.  
Av. Horácio Macedo 2030, Centro de Tecnologia, Bloco H, Rio de Janeiro RJ 21941-914, Brasil.  
ricardomdemoraes@gmail.com

<sup>1</sup> Instituto Alberto Luiz Coimbra de Pós-graduação e Pesquisa em Engenharia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil.

<sup>2</sup> Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, Brasil.

<sup>3</sup> Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil.

<sup>4</sup> Agência Nacional de Saúde Suplementar, Rio de Janeiro, Brasil.



Este é um artigo publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Attribution, que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições, desde que o trabalho original seja corretamente citado.

## Introdução

Os gastos diretos (*out-of-pocket*) com saúde podem consumir uma parcela relevante da renda das famílias <sup>1</sup>. Por esse motivo, a Organização Mundial da Saúde (OMS) inclui entre os objetivos dos sistemas de saúde não apenas a garantia do acesso a serviços de saúde, mas a proteção financeira em relação a esses gastos <sup>2</sup>. Gastos diretos do bolso com saúde podem gerar empobrecimento das famílias e até mesmo ter um efeito catastrófico em relação a sua capacidade de consumo <sup>3</sup>. Ocorre gasto catastrófico com saúde quando “o domicílio precisa reduzir seus gastos básicos por um período de tempo para lidar com os gastos com saúde” <sup>4</sup> (p. 111-2). Os pontos de corte definidos na literatura e por organismos internacionais variam. O Banco Mundial e a OMS estabelecem indicadores de gastos excessivos com saúde que variam de 10% a 25% da renda domiciliar <sup>5</sup>.

Uma hipótese compartilhada na literatura <sup>6</sup> – e adotada por organismos internacionais – é a de que planos e seguros de saúde contribuem para aumentar a proteção financeira contra desembolsos diretos significativos com saúde. Essa suposta característica dos planos faz a literatura internacional não considerar o pagamento de prêmios de planos como gasto do bolso, pelo seu alegado caráter de “asseguramento”. Essa mesma expectativa de proteção à saúde e proteção financeira fica subentendida quando alguém adere a um plano de saúde.

Estados Unidos e Brasil são os dois países com maior participação de planos e seguros de saúde privados no financiamento da assistência à saúde <sup>5</sup>. Nos Estados Unidos, os custos médios de seguros de saúde ligados a emprego (empresariais) – que cobriam 55% da população – equivaliam, em 2018, a 25% da renda média dos beneficiários. A contribuição dos empregados para o custeio de prêmios desses seguros era de 6,8% da renda média nacional, enquanto as coparticipações (*deductibles*) consumiam 4,6% adicionais dessa renda <sup>7</sup>. Isso indica um comprometimento médio de 11,4% da renda em gastos diretos com planos e seguros de saúde empresariais. Planos individuais, que cobriam 11% da população, tendem a comprometer uma parcela ainda maior da renda.

No caso brasileiro, o gasto com saúde tem crescido com proporção do consumo das famílias ao longo das décadas. No *Estudo Nacional de Despesa Familiar* (ENDEF 1974/1975), ele representava 4,2% do consumo. Na *Pesquisa de Orçamentos Familiares* (POF 2002/2003) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a participação do gasto com saúde no consumo total foi de 6,5%. Na POF 2008/2009, ela foi de 7,2% e, na POF 2017/2018, de 8%: um aumento de 90,5% na participação desde os anos 1970 <sup>1</sup>. Esse aumento das despesas coincide com a crescente adesão a planos de saúde privados pela população. A POF 2017/2018 mostrava planos e seguros de saúde como responsáveis por R\$ 78,1 bilhões em despesas, o equivalente a 58% das despesas totais das famílias com serviços de saúde <sup>1</sup>. Dada a percepção de que podem precisar recorrer aos serviços segurados, os beneficiários de planos relutam em cortar despesas com o pagamento de suas mensalidades. Por isso, neste estudo, tratamos os gastos com planos como um componente da despesa das famílias com serviços de saúde.

Em nosso país, pelo menos um estudo <sup>3</sup>, baseado em dados da POF 2002/2003, indicou que ter plano de saúde não reduz o risco de ter gastos catastróficos. Ao lado da presença de idosos no domicílio e de viver em um domicílio de menor renda, ter plano de saúde teve correlação positiva com gastos catastróficos em todas as faixas de renda, exceto na mais baixa (em que a proporção de pagantes de planos é pequena).

O aumento das mensalidades por faixa etária, que se acresce aos reajustes anuais autorizado aos planos de saúde <sup>8,9</sup>, e a queda de renda domiciliar média dos beneficiários depois dos 60 anos <sup>6</sup> criam um potencial para que as faixas etárias mais altas sejam mais oneradas pelas mensalidades dos planos, exatamente no período em que terão mais necessidade de acesso ao atendimento.

As regras de reajuste por faixa etária variam de acordo com o tipo e com o tempo de contrato. Para contratos individuais antigos e não adaptados (de antes da *Lei nº 9.656/1998* <sup>10</sup>), vale o que estiver no contrato. Para os contratos assinados a partir de 1º de janeiro de 2004, foram definidas dez faixas etárias, a última com reajuste aos 59 anos. Nesse caso, a diferença entre as mensalidades da primeira e da última faixa não pode ser de mais de seis vezes. A diferença entre as mensalidades da sétima e da décima faixa não pode ser maior que a diferença entre as da primeira e a sétima faixa <sup>8</sup>. Em qualquer caso, consumidores com mais de 60 anos que estejam no plano há mais de dez anos não podem ter aumento por mudança de faixa etária.

O impacto dos gastos com planos e seguros de saúde como proporção da renda da população brasileira foi pouco estudado até o momento. Também a análise de despesas com saúde por faixa etária é pouco explorada na literatura nacional, onde habitualmente os estudos se concentram nas diferenças entre faixas de renda <sup>11</sup>. Na literatura internacional, despesas por faixa etária foram bastante exploradas nas décadas de 1980 e 1990 <sup>12,13</sup> e, mais recentemente, no âmbito da Parte D do Medicare, relacionada a gastos com medicamentos para idosos <sup>14</sup>. O interesse no impacto das mensalidades pagas a planos no gasto total com saúde é mais recente <sup>15</sup>.

O objetivo deste estudo é descrever como ter gastos com planos de saúde se relaciona com a renda e com a faixa etária dos pagantes (com destaque para o grupo com 60 anos ou mais de idade). As análises apresentadas pretendem tanto quantificar o impacto isolado de ter gastos com planos quanto descrever a relação entre pagar plano e ter gastos totais com saúde acima de 40% da renda domiciliar *per capita*. Pretende-se, assim, ilustrar a relevância do pagamento a planos no uso da renda domiciliar e verificar se esse pagamento tem algum efeito de proteção contra gastos catastróficos com saúde, considerados todos os serviços consumidos, inclusive o pagamento do prêmio dos planos. As análises por faixa de renda e por faixa etária acrescentam elementos para estudar o pagamento a planos em populações que – seja pelo fator renda seja pelo fator idade – podem ser consideradas mais vulneráveis.

## Métodos

Estudo descritivo baseado em dados da POF. A edição mais recente da POF teve uma amostra de 57.920 domicílios e foi apurada entre 11 de julho de 2017 e 9 de julho de 2018. Seus questionários incluíram seções com perguntas sobre a obtenção de medicamentos e de serviços de saúde (com itens específicos para gastos com planos e seguros de saúde). O principal objetivo da POF é obter dados e gerar informações sobre a estrutura orçamentária das famílias. Seus resultados são usados para atualizar as estruturas de ponderação dos índices de preço ao consumidor, para estimar o consumo final das famílias nas Contas Nacionais e para produzir indicadores econômicos e sociais que subsidiem políticas públicas.

Entre os dados da POF, foram usadas a variável Renda total do domicílio e as variáveis de despesas com planos de assistência médica empresariais (código 42001) e individuais (código 42002). Os dados foram segmentados em 14 faixas etárias (< 19 anos, 19-23, 24-28, 29-33, 34-38, 39-43, 44-48, 49-53, 54-58, 59-63, 64-68, 69-73, 74-78 e 79 anos ou mais). As faixas acompanham as usadas pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) para reajustes por faixa etária e são acrescidas de mais quatro faixas para as pessoas com 64 anos ou mais, para viabilizar análises mais detalhadas dessas faixas etárias. As variáveis originais V0404 (sexo) e V0406 (tem plano ou seguro de saúde), e a variável derivada Anos de estudo, também foram extraídas da base de dados.

A partir da renda domiciliar (variável Renda total), foi calculada a renda domiciliar *per capita* das pessoas que pagaram planos de saúde. A Renda total é uma variável derivada da POF. Ela é a soma de todos os itens relacionados à renda de todos os ocupantes do domicílio, incluindo salários, transferências, vendas de bens etc. A renda domiciliar *per capita* equivale à renda total do domicílio do informante dividida por seu número de moradores. Ela foi escolhida porque a Renda total é a renda de referência usada nas tabelas resumo da POF e considerando que a renda do domicílio pode afetar o padrão de consumo de seus integrantes de forma mais significativa que a renda individual de cada um deles.

Foram associadas duas bases de dados da POF: a base Morador (onde estão informações como a idade dos moradores e a variável V0406) e a base Despesa individual. A partir da junção das duas bases, foi gerada uma base com características pessoais dos entrevistados, com suas despesas com saúde e, especificamente, com planos de assistência médica. A soma dos pesos amostrais das pessoas que tiveram despesas com planos, em cada faixa etária, equivale ao número de indivíduos que pagaram planos individuais ou empresariais por faixa e por tipo de plano.

Em seguida, foram determinadas as despesas totais com planos individuais e empresariais (produtos 42001e 42002) nas 14 faixas etárias dos informantes e também a razão entre esse gasto por faixa e a soma das rendas domiciliares *per capita* em cada faixa.

Foi calculada a razão entre despesa mensal com saúde (incluindo gastos com medicamentos, planos e serviços de saúde pagos diretamente) e a renda domiciliar *per capita* para cada observação da POF. A partir dessa razão, foi criada uma variável binária com valor 1 para as linhas com gasto/renda maior que 40%. Essa variável binária foi usada em regressões logísticas para identificar variáveis associadas ao gasto de mais de 40% da renda com despesas de saúde.

Entre as variáveis dependentes significativas, a variável com a renda domiciliar *per capita* foi usada em escala logarítmica para que sua distribuição ficasse mais próxima à distribuição normal, permitindo melhor ajuste dos modelos. Os modelos de regressões logísticas foram construídos com o pacote *survey* do software R (<http://www.r-project.org>), respeitando o desenho amostral da pesquisa.

A capacidade de predição dos modelos foi testada dividindo a base de dados em grupos de treinamento e teste (com 70% e 30% das observações). Os coeficientes estimados com a base de treinamento foram usados para estimar se cada observação da base de teste teve ou não despesas com saúde acima de 40% de sua renda domiciliar *per capita*. A seleção de grupos de 70% e 30% da base de dados foi feita repetidamente para verificar a estabilidade das estimativas. A cada repetição, foi estimada a área sob a curva ROC e a acurácia das previsões, obtendo um intervalo para esses valores. A análise dos resíduos foi feita com *binned residual plots* do pacote *arm*.

Em seguida, foi estimada a quantidade de pessoas na população total (e com 60 anos ou mais) que pagaram e que não pagaram planos de saúde em cada faixa de renda. As faixas de renda adotadas foram as mesmas das tabelas-resumo publicadas na POF. Foram estimados os percentuais de pessoas nessas categorias que gastaram mais de 40% de sua renda domiciliar *per capita* com bens e serviços de saúde, incluindo nesse total despesas com: medicamentos, serviços de saúde e mensalidades de planos de saúde.

## Resultados

Segundo a POF, entre 2017 e 2018, 53,8 milhões de pessoas tinham algum tipo de plano ou seguro de saúde. O número de pessoas que declarou ter despesas com planos de assistência médica na pesquisa foi de 22,1 milhões (41,1% dos que declararam ter plano). Do total, 10,5 milhões de pessoas (47,4% dos pagantes) declararam ter tido despesas apenas com plano de saúde empresarial e 11,4 milhões despesas apenas com plano individual (51,3%), além de 0,3 milhão de pessoas (1,2%) que declarou despesas com os dois tipos de plano. Entre os que pagam planos, 2,7 milhões (12,1%) declaram não ter plano de saúde, que dizer: pagam o plano para outra pessoa (Figura 1).

A despesa anual com planos de saúde desembolsada diretamente pelas famílias no período da pesquisa foi de R\$ 78,1 bilhões: R\$ 31 bilhões com planos empresariais e R\$ 47,1 com planos individuais. Gastos com planos de saúde representam 58% do gasto das famílias com serviços de saúde. O gasto médio mensal com planos empresariais de quem paga esse tipo de plano foi de R\$ 239,72. Para os planos individuais, a média mensal foi de R\$ 337,66.

Na análise das despesas com planos por faixa de idade, os que menos pagam são os mais novos, com menos de 19 anos, possivelmente porque devem ter seus planos pagos pelos pais. A diferença de mais de 30 milhões de pessoas entre aquelas que têm planos de saúde e as que pagam por eles está associada ao número de dependentes e também aos beneficiários que, mesmo sendo titulares, não pagam pelos próprios planos. A proporção de pagantes cresce de 37,6% na faixa de 24-28 anos até 58,1% na faixa de 69-73 anos. As faixas de 64 a 78 anos são as que têm maior proporção de pagantes entre as pessoas que têm plano de saúde (Figura 2).

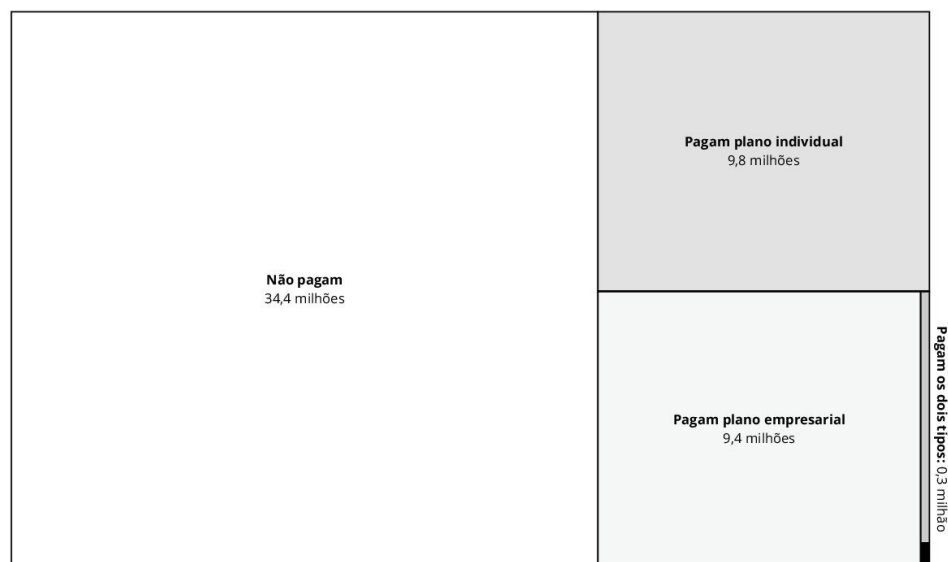
Há diferenças nos padrões de consumo de planos empresariais e individuais por faixa etária. A partir da faixa de 19-23 anos e até a de 39-43 anos, predominam os planos empresariais. A partir dessa faixa, os planos individuais passam a ter participação quase equivalente à dos empresariais. A partir da faixa de 59-63, os planos individuais passam a predominar (Tabela 1).

Com o aumento da idade, os planos passam a consumir parcelas maiores da renda tanto nos contratos individuais quanto nos empresariais. O gasto com planos como proporção da renda domiciliar *per capita* oscila entre 3,1% da renda, para planos empresariais de menores de 19 anos, e 10,6%, para planos individuais no grupo com 79 anos ou mais (Tabela 1).

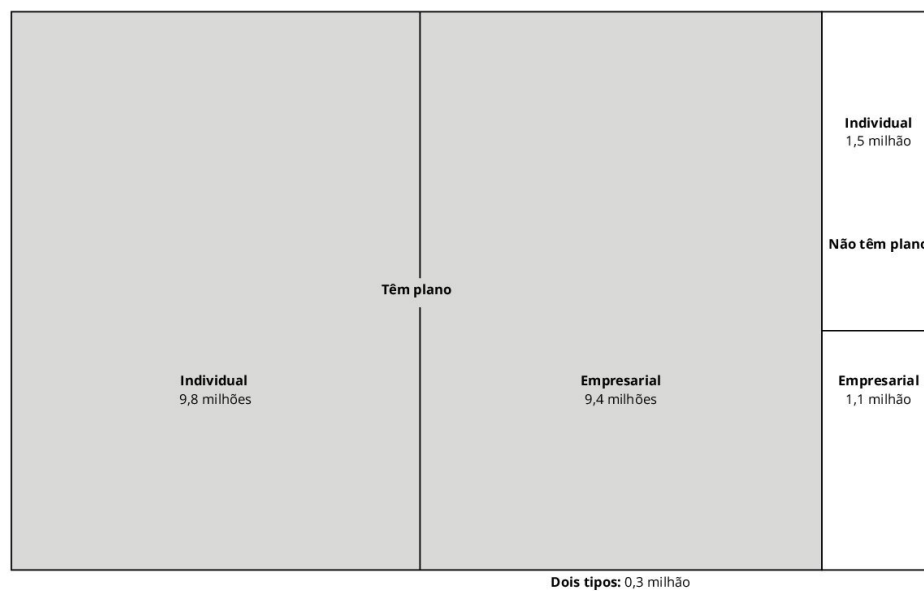
**Figura 1**

Número de pessoas que pagam e que têm planos de saúde. Brasil, 2017-2018.

1a) Pessoas com plano de saúde



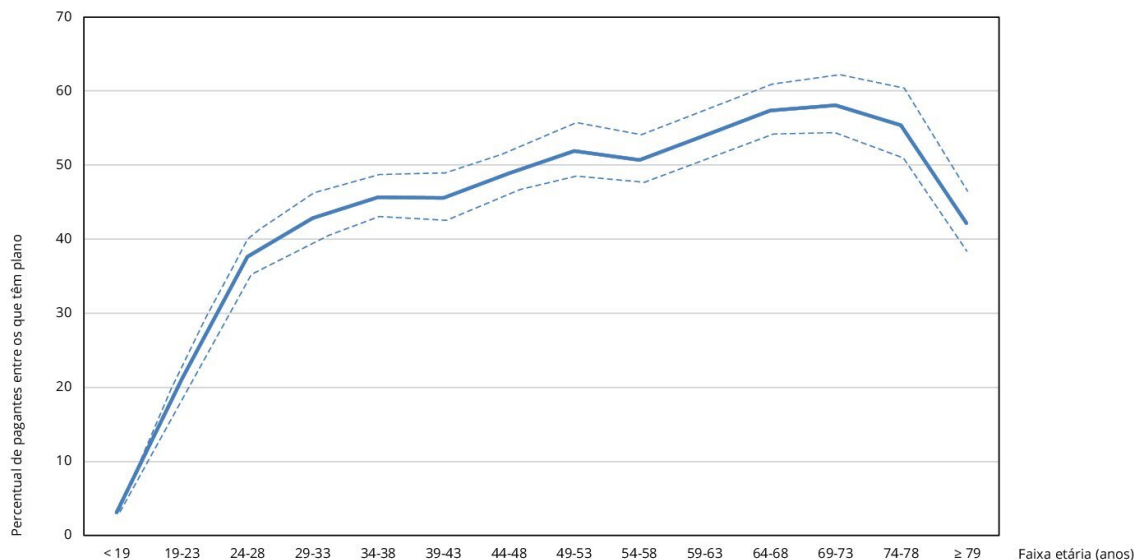
1b) Pessoas que pagam planos de saúde



Fonte: elaboração própria a partir de microdados da *Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF)*.

**Figura 2**

Proporção de pagantes (intervalos de 95% de confiança) entre os beneficiários de planos de saúde, segundo a faixa etária do informante. Brasil, 2017-2018.



Fonte: elaboração própria a partir de microdados da *Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF)*.

Em todas as faixas etárias, gastos com planos individuais têm um valor médio mais alto que com empresariais, o que é coerente com o pagamento, pelo empregador, de parte da mensalidade dos planos empresariais. Mesmo considerando o pagamento pelo empregador, os valores médios dos planos individuais registrados pela ANS são cerca de 20% mais altos que os de planos coletivos empresariais<sup>16</sup>.

Há diferenças nas rendas de consumidores de planos segundo as faixas etárias. A renda média cresce ao longo da vida e, para quem tem despesas com planos individuais, a renda domiciliar *per capita* média atinge seu máximo na faixa de 59-63 anos. Entre as pessoas que pagam planos empresariais, o pico da renda ocorre na faixa de 69-73 anos (Tabela 1).

Não há diferenças significativas na renda média das faixas etárias por tipo de contratação. A diferença de 33,8% entre a renda de consumidores de planos empresariais e individuais no grupo de 69-73 anos está dentro do intervalo de confiança para essa faixa etária. Nas faixas de idade mais altas, o menor tamanho da amostra leva a uma maior dispersão dos dados e a um intervalo de confiança maior para as médias.

Considerando o total da despesa com saúde de toda a população (incluindo medicamentos e gastos diretos com planos e serviços de saúde), a probabilidade de comprometer mais de 40% da renda domiciliar *per capita* com despesas de saúde é maior para quem paga plano de saúde do que para quem não paga. No modelo 1 (Total Brasil na Tabela 2), a razão de chances e o intervalo de 95% de confiança (IC95%) para o fator Pagar plano de saúde foram 9,67 (7,70; 12,15), seguidos pelas variáveis Sexo feminino, com 1,68 (1,51; 1,86), Anos de estudo, com 1,08 (1,06; 1,10), e Idade, com 1,04 (1,04; 1,05).

A razão de chances do logaritmo da renda revela que esse fator protege contra o gasto catastrófico. A interação entre Sexo feminino e Paga plano reduz a chance de ter um gasto catastrófico para esse subgrupo.



**Tabela 1**

Renda domiciliar *per capita* média, proporção da renda domiciliar *per capita* gasta com pagamento de planos de saúde, gasto médio de quem declarou despesa com planos de saúde e número de pagantes segundo modalidade da contratação e faixa etária. Brasil, 2017-2018.

Faixa etária (anos)	Renda domiciliar <i>per capita</i> [R\$ (IC95%)]		Proporção da renda gasta com planos [% (IC95%)]	
	Plano empresarial	Plano individual	Plano empresarial	Plano individual
< 19	2.467 (1.548; 3.385)	2.350 (1.832; 2.867)	3,1 (1,9; 4,2)	4,5 (3,2; 5,7)
19-23	2.171 (1.915; 2.428)	2.309 (1.975; 2.643)	3,6 (2,7; 4,6)	5,0(4,2; 5,8)
24-28	2.707 (2.380; 3.034)	3.410 (2.974; 3.846)	3,7 (3,0; 4,4)	4,5 (3,8; 5,2)
29-33	3.368 (2.858; 3.879)	3.771 (3.292; 4.250)	3,8 (3,0; 4,6)	4,8 (4,1; 5,5)
34-38	3.277 (2.838; 3.717)	5.165 (3.036; 7.295)	5,4 (4,4; 6,5)	4,4 (2,4; 6,4)
39-43	3.279 (2.984; 3.574)	3.966 (3.263; 4.669)	6,7 (5,5; 7,9)	6,2 (4,8; 7,7)
44-48	3.561 (3.150; 3.971)	4.042 (3.390; 4.693)	6,9 (5,8; 8,1)	8,1 (6,3; 9,9)
49-53	4.350 (3.648; 5.052)	4.354 (3.794; 4.915)	6,6 (4,8; 8,5)	8,6 (6,9; 10,3)
54-58	5.481 (4.069; 6.893)	5.599 (4.218; 6.980)	6,0 (4,1; 7,8)	7,0 (5,3; 8,7)
59-63	6.233 (4.914; 7.552)	5.930 (4.602; 7.257)	5,6 (4,5; 6,7)	7,4 (6,0; 8,9)
64-68	4.938 (4.373; 5.503)	5.316 (4.564; 6.067)	8,6 (6,1; 11,1)	8,4 (6,4; 10,5)
69-73	7.619 (5.203; 10.036)	5.619 (4.537; 6.700)	7,9 (5,0; 10,7)	8,6 (7,1; 10,1)
74-78	4.444 (3.623; 5.266)	4.441 (3.729; 5.154)	6,8 (5,2; 8,4)	9,4 (7,4; 11,3)
≥ 79	5.287 (3.843; 6.730)	5.204 (4.373; 6.035)	8,9 (7,0; 10,9)	10,6 (8,8; 12,4)

Faixa etária (anos)	Gasto médio com plano [R\$ (IC95%)]		Número de pagantes, em milhares (IC95%)	
	Plano empresarial	Plano individual	Plano empresarial	Plano individual
< 19	76,0 (50,0; 102,0)	104,9 (89,3; 120,4)	156 (104; 208)	274 (215; 333)
19-23	78,5 (59,7; 97,3)	116,3 (101,1; 131,5)	458 (375; 541)	386 (312; 459)
24-28	99,4 (82,5; 116,3)	154,7 (138,2; 171,1)	1.171 (1.029; 1.313)	886 (775; 997)
29-33	127,4 (106,3; 148,4)	180,2 (160,6; 199,9)	1.012 (876; 1.149)	699 (604; 794)
34-38	177,9 (145,2; 210,5)	225,8 (193,9; 257,7)	1.401 (1.261; 1.540)	1.108 (970; 1247)
39-43	218,8 (180,2; 257,4)	247,7 (206,9; 288,5)	1.327 (1.184; 1.470)	834 (735; 933)
44-48	246,0 (212,6; 279,3)	326,1 (270,1; 382,2)	1.149 (1.023; 1.274)	1.033 (920; 1.145)
49-53	287,5 (227,1; 348,0)	374,2 (300,9; 447,6)	1.141 (944; 1.338)	1.126 (976; 1.276)
54-58	327,0 (265,6; 388,2)	391,8 (330,1; 453,5)	1.016 (870; 1.162)	1.094 (958; 1.231)
59-63	349,7 (283,7; 415,6)	440,9 (358,8; 523,0)	781 (676; 885)	1.121 (969; 1.273)
64-68	424,8 (290,3; 559,4)	447,4 (332,0; 562,9)	434 (371; 497)	1.007 (880; 1.134)
69-73	599,2 (424,5; 774,0)	484,7 (395,2; 574,2)	347 (285; 409)	778 (671; 884)
74-78	303,3 (231,3; 375,4)	416,1 (341,8; 490,4)	205 (152; 259)	610 (519; 701)
≥ 79	473,0 (290,6; 655,4)	551,1 (467,6; 634,6)	161 (120; 203)	671 (577; 766)

IC95%: intervalo de 95% de confiança.

Fonte: elaboração própria a partir de microdados da *Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF)*.

No modelo 2 (Tabela 2), usando dados das pessoas com 60 anos ou mais de idade, os efeitos das variáveis explicativas foram menores. O valor mais alto para o intercepto neste modelo indica que o grupo com 60 anos ou mais tem, em média, chance maior que o total da população de ter gastos catastróficos com saúde.

No modelo 1, a área sob a curva ROC estimada foi em média de 0,82 e a acurácia foi de 0,68. No modelo 2, a área sob a curva ROC foi em média de 0,70 e a acurácia foi, em média, de 0,68 para as projeções com diferentes amostras de treino e teste (Tabela 2).

**Tabela 2**

Modelos de regressão logística dos gastos catastróficos. Brasil, 2017-2018.

	Total Brasil Razão de chances (IC95%)	Com 60 anos ou mais Razão de chances (IC95%)
Variáveis explicativas		
Intercepto	1,07 (0,34; 3,36)	4,48 (1,49; 13,49)
Paga plano	9,67 (7,70; 12,15)	8,49 (6,77; 10,66)
Log da renda domiciliar <i>per capita</i>	0,36 (0,29; 0,45)	0,39 (0,33; 0,46)
Idade	1,04 (1,04; 1,05)	1,02 (1,01; 1,03)
Anos de estudo	1,08 (1,06; 1,10)	1,03 (1,01; 1,06)
Sexo feminino	1,68 (1,51; 1,86)	
Paga plano x Sexo feminino	0,68 (0,55; 0,85)	
Parâmetros de acurácia		
Área sob a curva ROC	0,82 (0,81; 0,82)	0,74 (0,72; 0,75)
Acurácia	0,68 (0,65; 0,70)	0,68 (0,63; 0,75)

IC95%: intervalo de 95% de confiança.

Nota: razão de chances e IC95% dos coeficientes dos modelos e parâmetros de acurácia dos modelos. O valor da variável dependente igual a 1 indica que o gasto com saúde é maior do que 40% da renda domiciliar *per capita*.Fonte: elaboração própria a partir de microdados da *Pesquisa de Orçamentos Familiares* (POF).

Os planos de saúde fazem que um percentual significativo dos idosos tenha gastos catastróficos. Mesmo sem os gastos com medicamentos e serviços de saúde pagos diretamente, os planos de saúde, sozinhos, levam 5,6% das pessoas com 60 anos ou mais que pagam planos individuais a comprometer mais de 40% de sua renda domiciliar *per capita* apenas com o pagamento dos planos. Para os planos empresariais, nessa faixa etária, a proporção é de 4%.

A Tabela 3 mostra o percentual de pessoas que gastam mais de 40% de sua renda domiciliar *per capita* com bens e serviços de saúde, inclusive planos, segundo suas faixas de renda e a realização ou não de pagamentos a planos de saúde. São apresentadas as análises para a população geral e para pessoas com 60 anos ou mais.

Na população geral, das 22,1 milhões de pessoas que pagam planos de saúde, 8,7% (1,9 milhão de pessoas) gastam mais de 40% da renda domiciliar *per capita* com saúde (medicamentos, serviços e planos de saúde). Por outro lado, dos 185 milhões que não pagam plano, 1,8% (3,3 milhões de pessoas) incorrem em gastos superiores a 40% da renda domiciliar *per capita* com medicamentos e serviços de saúde.

Entre as 31,7 milhões de pessoas com mais de 59 anos, gastos que superam 40% da renda são observados para 11,8% dos que pagam plano (5,6 milhões de idosos) e 3,2% dos que não pagam (26,1 milhões de idosos). Assim, observa-se que 34,8% das pessoas que pagam plano e têm despesas acima de 40% da renda domiciliar *per capita* têm 60 anos ou mais de idade. As pessoas nessa faixa etária representam 15,3% da população.

Nas análises por faixa de renda, as faixas mais baixas têm as maiores proporções de pessoas com gasto catastrófico tanto entre os pagantes quanto entre os não pagantes de planos, mas as proporções são maiores para os pagantes em todas as faixas. O mesmo pode ser dito para a análise do grupo com 60 anos ou mais. A comparação entre os idosos e a média da população indica proporção de gasto catastrófico significativamente maior para idosos na maior parte as faixas de renda (em alguns casos a diferença está dentro do intervalo de confiança).

Tabela 3

Número de pessoas com despesas com bens e serviços de saúde excedendo 40% da renda domiciliar *per capita* na população total e em idosos, segundo faixas de renda e pagamento ou não a planos de saúde. Brasil, 2017-2018.

Faixa de renda em salários mínimos	Totais			Pagam plano		Não pagam plano			
	N	n	%	n	% (IC95%)	n	%	n	% (IC95%)
<b>População total</b>									
≤ 2	154.865.794	7.806.783	5,0	1.174.828,5	15,0 (13,7; 16,5)	147.059.011	95,0	3.152.630	2,1 (2,0; 2,3)
2-3	22.815.052	4.142.896	18,2	283.365,4	6,8 (5,3; 8,7)	18.672.157	81,8	122.710	0,7 (0,5; 0,9)
3-6	19.232.424	5.772.594	30,0	354.122,1	6,1 (4,6; 8,2)	13.459.830	70,0	61.400	0,5 (0,3; 0,7)
6-10	6.180.340	2.447.754	39,6	61.697,4	2,5 (1,5; 4,2)	3.732.586	60,4	5.252	0,1 (0,1; 0,4)
10-15	2.248.803	985.021	43,8	27.966,9	2,8 (0,9; 8,2)	1.263.783	56,2	368	0,0 (0,0; 0,2)
15-25	1.304.631	652.498	50,0	11.621,8	1,8 (0,5; 5,7)	652.132	50,0	-	ND
> 25	456.745	283.683	62,1	-	ND	173.062	37,9	-	ND
<b>Total</b>	<b>207.103.790</b>	<b>22.091.229</b>	<b>10,7</b>	<b>1.913.602,1</b>	<b>8,7 (7,9; 9,5)</b>	<b>185.012.561</b>	<b>89,3</b>	<b>3.342.361</b>	<b>1,8 (1,7; 1,9)</b>
<b>População com 60 anos ou mais</b>									
≤ 2	19.745.217	1.344.767	6,8	307.927	22,9 (19,5; 26,6)	18.400.450	93,2	779.039	4,2 (3,8; 4,7)
2-3	4.893.341	979.128	20,0	140.468	14,3 (9,7; 20,8)	3.914.213	80,0	44.950	1,1 (0,7; 1,8)
3-6	4.367.040	1.735.990	39,8	174.417	10,0 (7,3; 13,6)	2.631.050	60,2	18.030	0,7 (0,4; 1,2)
6-10	1.470.864	804.628	54,7	24.444	3,0 (1,7; 5,4)	666.235	45,3	2.202	0,3 (0,1; 1,0)
10-15	639.956	386.710	60,4	17.129	4,4 (0,8; 20,4)	253.247	39,6	-	ND
15-25	418.631	266.262	63,6	1.462	0,5 (0,1; 3,9)	152.369	36,4	-	ND
> 25	167.543	113.378	67,7	-	ND	54.165	32,3	-	ND
<b>Total</b>	<b>31.702.591</b>	<b>5.630.862</b>	<b>17,8</b>	<b>665.847</b>	<b>11,8 (10,1; 13,8)</b>	<b>26.071.729</b>	<b>82,2</b>	<b>844.221</b>	<b>3,2 (2,9; 3,6)</b>

IC95%: intervalo de 95% de confiança; ND: não disponível.

Fonte: elaboração própria a partir de microdados da *Pesquisa de Orçamentos Familiares* (POF).

## Discussão

Este estudo analisa os gastos com pagamento de prêmios de planos de saúde e seus impactos no orçamento das famílias brasileiras. Ele mostra que esse impacto não é trivial e estima o contingente populacional em que os impactos são mais perversos (os segmentos mais vulneráveis de idosos e baixa renda). Simultaneamente, ele corrobora resultados anteriores<sup>3</sup> que já indicavam que a posse de planos não protege contra despesas catastróficas com saúde.

Um trabalho anterior<sup>17</sup> sobre gastos com planos comparou gastos médios com base nas POF 2002/2003 e 2008/2009, segundo faixas de renda, sem analisar faixas etárias. Os resultados mostraram que o valor médio do gasto das famílias com planos de saúde havia aumentado e estava concentrado entre as famílias com maior renda, sendo traçada a hipótese de que isenções fiscais incentivavam classes mais altas a concentrarem a aquisição de planos. No estudo atual, destacamos a participação desses gastos na renda de grupos mais vulneráveis.

As faixas de 64 a 78 anos são as que têm maior proporção de pagantes entre as pessoas que têm plano de saúde e onde mais da metade dos que têm planos pagam por eles. Os pagantes de planos na faixa de 59-63 anos têm, em média, renda 2,5 vezes maior que os na primeira faixa (menos de 19 anos). No entanto os planos podem cobrar deles mensalidades seis vezes maiores que as dos da primeira faixa. A despesa nas faixas de idade mais altas é maior, mas a capacidade de pagamento também deveria ser um critério para determinar os limites de preço por faixa etária.

Entre as pessoas com 60 anos ou mais de idade que pagam planos de saúde, as que comprometem parte maior de sua renda com o pagamento dos planos são as com menor renda e mais idade, em geral os com maior uso de serviços de saúde. Para os planos, a perspectiva de perder os clientes com maior uso de serviços não é contabilmente ruim. Isso pode estar funcionando como um incentivo aos planos para manter o aumento mesmo em um período de crise sanitária em que, como empresas, contam com equilíbrio atuarial e com condições financeiras melhores que as de anos anteriores<sup>18</sup>.

Entre o início de 2011 e o fim de 2019, os reajustes anuais de mensalidades autorizados pela ANS para os planos individuais acumularam aumento de 140,3%. Nesse mesmo período, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulou alta de 66,5%, e os itens Serviços médicos e dentários e Serviços laboratoriais e hospitalares do IPCA tiveram altas de 90,7% e 78,1%, respectivamente. As variações de preços consistentemente acima da inflação<sup>19</sup> observadas nos últimos anos podem indicar também que as operadoras se beneficiam de baixa elasticidade-preço da demanda por seu serviço, quer dizer: esperam que, mesmo com o aumento de preços e com o alto comprometimento de sua renda, os usuários de planos hesitem em cancelar o serviço.

Pessoas mais velhas tendem a ser menos sensíveis a preços do que indivíduos mais jovens<sup>20</sup>, o que pode aumentar a probabilidade de incorrerem em gastos catastróficos. Com a baixa elasticidade-preço, a eventual saída de parte desses usuários seria mais do que compensada pelo aumento de receita resultante do aumento das mensalidades dos usuários restantes.

A resistência de 22,1 milhões de pagantes em deixar o sistema suplementar apesar do comprometimento crescente de sua renda é uma informação relevante – com a qual as operadoras contam para definir suas políticas de reajuste. No primeiro semestre de 2020, o isolamento social provocado pela pandemia de COVID-19 levou a um menor uso de serviços de saúde pelos beneficiários de planos. A taxa de ocupação de leitos gerais (comum e UTI) das operadoras com rede própria foi de 64% em setembro de 2020, abaixo da taxa de ocupação registrada em setembro de 2019 (74%)<sup>21</sup>. Ao mesmo tempo, apesar da crise econômica, o número de beneficiários dos planos foi pouco afetado, permanecendo relativamente estável em 47 milhões, com pequenas variações mensais no período de março a outubro de 2020<sup>22</sup>.

Como resultado, os planos tiveram aumentos em suas margens de lucro nesse período. A razão entre as despesas com serviços de saúde e a receita com mensalidades (sinistralidade de caixa) chegou à mínima histórica de 62% em junho de 2020, 20 pontos percentuais abaixo do registrado em junho de 2019<sup>21</sup>. Dados da ANS informam que os beneficiários mais idosos não saíram de seus planos durante a pandemia. Entre março e setembro de 2020, o número de beneficiários com idade acima de 59 anos cresceu para os três modelos de plano vendidos atualmente. O crescimento foi de 1,68% para os planos empresariais, 0,93% para os coletivos por adesão e 1,29% para os individuais<sup>23</sup>. Segundo a agência reguladora, *“esse resultado é condizente com a conjuntura de pandemia, na qual a população mais vulnerável se esforça para preservar ou ampliar a cobertura assistencial”*<sup>23</sup>.

Quando a crise sanitária for controlada, muitos beneficiários de planos nessas faixas de idade terão que escolher, em um cenário de percepção aumentada de risco sanitário, entre manter ou não o plano de saúde – em muitos casos abrindo mão de despesas essenciais.

A eventual expulsão de beneficiários de planos por incapacidade de pagamento pode trazer o ônus extra de sobrecarregar ainda mais a já sobrecarregada rede pública de saúde. Com limites fiscais ao aumento da prestação de serviços pela rede pública (teto de gastos)<sup>24,25</sup>, manter uma estrutura de reajustes de planos por idade com potencial para expulsar beneficiários da rede privada no momento em que mais precisam dela pode não ser uma boa decisão. Por isso, é razoável avaliar se os critérios de reajuste por faixa de idade estabelecidos pela ANS em 2003 deveriam ser revistos.

Rever o limite de aumentos por faixa significa, na prática, aumentar o subsídio cruzado entre faixas de idade nos planos de saúde. Essa medida provavelmente enfrentaria oposição das operadoras. Elas podem argumentar que o aumento desse subsídio tornaria os planos pouco atrativos para pessoas das faixas de idade mais baixas – que pagariam mensalidades maiores<sup>26</sup>.

A identificação de gastos catastróficos entre pessoas com plano de saúde vai na contramão dos resultados apresentados em uma revisão sistemática sobre os efeitos dos seguros de saúde nos gastos das famílias com saúde em diferentes países<sup>6</sup>. Entre os estudos revisados, os realizados na Colômbia, na Turquia, na China, no Vietnã, na Palestina e no Irã mostraram que ter planos e seguros de saúde reduz o risco de empobrecimento associado a gastos com saúde.

Estudos na Tailândia, na Coreia do Sul, na China e no Irã, citados na revisão <sup>6</sup>, concluíram que seguros não têm efeito significativo sobre o gasto com saúde. Estudos realizados no Brasil <sup>3</sup> e na China <sup>27,28</sup>, no entanto, mostraram efeito negativo da posse de planos sobre a proteção financeira. Na China, o efeito do seguro variava segundo o tipo de seguro, coexistindo no país um seguro para trabalhadores urbanos, com efeitos protetores, e outro para trabalhadores rurais, associado ao aumento dos gastos com saúde <sup>27,28</sup>.

Os achados conflitantes na literatura levantam a questão de quais características dos seguros privados poderiam oferecer proteção contra gastos catastróficos e quais ainda manteriam seus beneficiários expostos.

É possível que o desenho dos seguros de saúde privados brasileiros tenha características que não garantam o objetivo de proteção financeira que se espera de um seguro de saúde. Os modelos de compartilhamento dos pagamentos entre empresas, famílias e governo (no caso de planos oferecidos por órgãos públicos e subsídios a funcionários para aquisição de planos) podem não ser os ideais, e os critérios de reajustes por faixa etária podem estar onerando as faixas de idade mais altas de forma desproporcional a sua capacidade de pagamento. A redução dos limites de reajuste dos planos de saúde por faixa etária seria uma alternativa possível para tentar diminuir a exposição de pessoas idosas a mensalidades altas – que, eventualmente, as levam a ter de cortar gastos essenciais para manter seus planos de saúde.

Este estudo tem algumas limitações. Os dados analisados por faixa de idade e item de consumo são subamostras da POF e, em alguns casos, podem conter poucas observações. Isso pode produzir valores atípicos, como o do gasto médio com planos de saúde empresariais na penúltima faixa de idade, conforme a Tabela 1.

A variável de renda, em pesquisas domiciliares, costuma ser subestimada, especialmente nas faixas de renda mais altas (em que os respondentes esquecem ou omitem parte de seus rendimentos vindos de aplicações financeiras ou de outras fontes). Isso afeta, em alguma medida, as análises das relações entre renda e despesas com planos de saúde.

A pergunta da POF sobre se o entrevistado “tem plano ou seguro de saúde” foi respondida positivamente por uma parte da amostra equivalente 53,8 milhões de pessoas – número bem acima dos 47,1 milhões de beneficiários de planos médico-hospitalares registrados na ANS nesse período. A diferença está relacionada à existência de planos vinculados a instituições públicas de servidores dos estados – em estados como Minas Gerais, Bahia e Rio Grande do Sul – que não são monitorados pela ANS.

Por fim, a classificação dos planos de saúde em empresariais e individuais usada na POF é diferente da usada pela ANS. Não há na POF uma classificação para os planos coletivos por adesão – que podem ser listados pelos respondentes da pesquisa tanto como empresariais quanto como individuais. Os pagantes de planos coletivos por adesão estão repartidos entre essas duas categorias da POF, somados às pessoas que efetivamente pagam planos empresariais e individuais.

Essas limitações não invalidam os principais resultados deste estudo. O gasto com planos de saúde tem impacto significativo nas despesas das famílias com saúde. Ter gastos com planos aumenta a probabilidade de comprometer mais de 40% da renda com despesas relacionadas à saúde. Entre os mais idosos e as pessoas com menor renda, a proporção de pessoas que comprometem mais de 40% da renda com saúde é maior que para as outras faixas de idade e renda.

A análise dos gastos com planos de saúde em conjunto com despesas diretas com medicamentos e serviços traz informações significativas sobre o comprometimento da renda das famílias com despesas de saúde. Análises com esse formato devem ter espaço para permitir uma descrição detalhada de como esse comprometimento da renda se distribui pela população.

## Colaboradores

R. M. Moraes contribuiu com a concepção do estudo, leitura e análise dos microdados da pesquisa, redação e revisão crítica do texto. M. A. B. Santos contribuiu com a concepção do artigo, análise dos microdados, redação e revisão crítica do texto. H. F. Werneck contribuiu com a concepção do artigo, levantamento de dados administrativos da ANS, redação e revisão crítica do texto. M. N. De Paula contribuiu com a análise de dados, levantamento de dados administrativos da ANS e revisão crítica do texto. R. T. Almeida contribuiu com a análise de dados, redação e revisão crítica do texto. Todos os autores aprovaram a versão final do artigo.

## Informações adicionais

ORCID: Ricardo Montes de Moraes (0000-0003-4462-7190); Maria Angelica Borges dos Santos (0000-0002-7547-3537); Heitor Franco Werneck (0000-0003-1175-5129); Márcio Nunes De Paula (0000-0001-6253-5674); Rosimary Terezinha de Almeida (0000-0002-4196-2682).

## Referências

1. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa de Orçamentos Familiares: primeiros resultados: 2017-2018. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2019.
2. World Health Organization. Monitoring Sustainable Development Goals – indicador 3.8.2. [https://www.who.int/health\\_financing/topics/financial-protection/monitoring-sdg/en/](https://www.who.int/health_financing/topics/financial-protection/monitoring-sdg/en/) (acessado em 09/Out/2021).
3. Barros AJD, Bastos JL, Dâmaso AH. Catastrophic spending on health care in Brazil: private health insurance does not seem to be the solution. *Cad Saúde Pública* 2011; 27 Suppl 2:S254-62.
4. Xu K, Evans DB, Kawabata K, Zeramdini R, Klavus J, Murray CJL. Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis. *Lancet* 2003; 362:111-7.
5. World Health Organization; The World Bank. Global monitoring report on financial protection in health 2019. Geneva: World Health Organization/The World Bank; 2020.
6. Azzani M, Roslani AC, Su TT. Determinants of household catastrophic health expenditure: a systematic review. *Malays J Med Sci* 2019; 26:15-43.
7. Tikkanen R, Osborn R, Mossialos E, Djordjevic A, Wharton GA. International health care system profiles – United States. <https://www.commonwealthfund.org/international-health-policy-center/countries/united-states> (acessado em 01/Set/2021).
8. Agência Nacional de Saúde Suplementar. Resolução Normativa nº 63, de 22 de dezembro de 2003. Define os limites a serem observados para adoção de variação de preço por faixa etária nos planos privados de assistência à saúde contratados a partir de 1º de janeiro de 2004. *Diário Oficial da União* 2003; 23 dez.
9. Agência Nacional de Saúde Suplementar. Resolução Normativa nº 441, de 19 de dezembro de 2018. Estabelece critérios para cálculo do reajuste máximo das contraprestações pecuniárias dos planos privados de assistência à saúde individuais ou familiares, médico-hospitalares, com ou sem cobertura odontológica, que tenham sido contratados após 1º de janeiro de 1999 ou adaptados à Lei nº 9.656, de 3 de junho de 1998. *Diário Oficial da União* 2018; 20 dez.
10. Brasil. Lei nº 9.656, de 3 de junho de 1998. Dispõe sobre os planos e seguros privados de assistência à saúde. *Diário Oficial da União* 1998; 4 jun.
11. Silveira FG, Servo LM, Menezes T, Piola SF, organizadores. Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2006.
12. Fisher CR. Differences by age groups in health care spending. *Health Care Financ Rev* 1980; 1:65-90.

13. Rubin RM, Koelln K, Speas Jr. RK. Out-of-pocket health expenditures by elderly households: change over the 1980s. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 1995; 50:S291-300.
14. Millet C, Everett CJ, Matheson EM, Bindman AB, Mainous AG. Impact of Medicare Part D on seniors' out-of-pocket expenditures on medications. *Arch Intern Med* 2010; 170:1325-30.
15. Hayes SL, Collins SR, Radley DC. How much U.S. households with employer insurance spend on premiums and out-of-pocket costs: a state-by-state look. *New York: The Commonwealth Fund*; 2019.
16. Agência Nacional de Saúde Suplementar. Painel de precificação. <https://app.powerbi.com/view?r=eyJrIjoiYjI3YmQ0ZTQ0OWVlNy00YTNIk3YWMtYzJiYjNiNzAyZTE2liwidCI6IjlkYmE0ODBlTRmYTctNDJmNC1iYmEzLTBmYjEzNzVmYmU1ZjI9&pageName=ReportSection485f07cea159825e077b> (acessado em 09/Out/2021).
17. Garcia LP, Ocké-Reis CO, Magalhães LCGD, Sant'Anna AC, Freitas LRSD. Gastos com planos de saúde das famílias brasileiras: estudo descritivo com dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares 2002-2003 e 2008-2009. *Ciênc Saúde Colet* 2015; 20:1425-34.
18. Ocké-Reis CO, Leal RM, Cardoso SS. Desempenho do mercado de planos de saúde (2014-2018). Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2021.
19. Ocké-Reis CO, Fiuza EPS, Coimbra PHH. Inflação dos planos de saúde – 2000-2018. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2019.
20. Duarte F. Price elasticity of expenditure across health care services. *J Health Econ* 2012; 31:824-41.
21. Agência Nacional de Saúde Suplementar. Boletim Covid, outubro de 2020. [http://www.ans.gov.br/images/Boletim\\_COVID-19\\_ANS\\_outubro.pdf](http://www.ans.gov.br/images/Boletim_COVID-19_ANS_outubro.pdf) (acessado em 09/Out/2021).
22. Agência Nacional de Saúde Suplementar. Sala de situação. <http://www.ans.gov.br/perfil-do-setor/dados-e-indicadores-do-setor/sala-de-situacao> (acessado em 09/Out/2021).
23. Agência Nacional de Saúde Suplementar. Nota Técnica nº 17/2020. [http://www.ans.gov.br/images/Nota\\_T%C3%A9cnica\\_17\\_-\\_Boletim\\_COVID-19\\_Outubro\\_20.pdf](http://www.ans.gov.br/images/Nota_T%C3%A9cnica_17_-_Boletim_COVID-19_Outubro_20.pdf) (acessado em 09/Out/2021).
24. Brasil. Emenda Constitucional nº 95, de 15 de dezembro de 2016. Altera o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para instituir o Novo Regime Fiscal, e dá outras providências. *Diário Oficial da União* 2016; 15 dez.
25. Vieira FS, Benevides RPS. Os impactos do Novo Regime Fiscal para o financiamento do Sistema Único de Saúde e para a efetivação do direito à saúde no Brasil. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2016. (Nota Técnica, 28).
26. Palmuci GA, Dague L. The welfare effects of banning risk-rated pricing in health insurance markets: evidence from Chile. *SSRN* 2015; 25 fev. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2569072](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2569072).
27. Li X, Shen JJ, Lu J, Wang Y, Sun M, Li C, et al. Household catastrophic medical expenses in eastern China: determinants and policy implications. *BMC Health Serv Res* 2013; 13:506.
28. Li Y, Wu Q, Xu L, Legge D, Hao Y, Gao L, et al. Factors affecting catastrophic health expenditure and impoverishment from medical expenses in China: policy implications of universal health insurance. *Bull World Health Organ* 2012; 90:664-71.

## Abstract

According to studies using previous editions of the Household Budgets Survey (POF) in Brazil, paying for a healthcare plan increases the percentage of income spent on health and fails to reduce the probability of incurring excessive health expenditures. The study's objective was to describe relations between expenditures on healthcare plans, income, and age groups, highlighting the effect of having a plan on the probability of committing more than 40% of income on health-related expenditures. An analysis of the POF 2017/2018 determined the commitment of per capita household income for payers of plans by age group and type of plan and logistic regression for factors associated with committing more than 40% of income to health-related expenditures. In 12 months, 22.1 million Brazilians spent BRL 78.1 billion on private medical insurance. The share of income spent on individual plans increases consistently with age, from 4.5% of per capita household income (at < 19 years) to 10.6% of this income (at 79 years or older). The probability of committing more than 40% of income to health expenditures decreases with income, increases with age, and is higher for those paying for health plans. Spending on healthcare plans alone exceeds 40% of per capita household income for 5.6% of Brazilians 60 years or older who pay for individual plans and for 4% of those who pay for company plans. Persons in the oldest age groups and in the lowest income brackets show the highest likelihood of spending more than 40% of their income on healthcare. A revision of the plans' adjustment by age is an alternative for attempting to mitigate this problem.

Prepaid Health Plans; Catastrophic Expenditure; Capital Financing; Aged

## Resumen

Estudios con ediciones anteriores de la Encuesta de Presupuestos Familiares (POF) indican que, en Brasil, pagar un plan de salud aumenta el porcentaje de la renta gastado con salud y no reduce la probabilidad de tener gastos excesivos con la salud. El objetivo fue describir las relaciones entre gastos con planes de salud, renta y franjas de edad, destacando el efecto de tener un plan sobre la probabilidad de comprometer más de un 40% de la renta con gastos relacionados con la salud. Se realizó un análisis de microdatos de la POF 2017/2018 para determinar el comprometimiento de la renta domiciliaria per cápita de los pagadores de planes por franja etaria y por tipo de plan, así como una regresión logística para factores asociados con comprometer más de un 40% de la renta con gastos de salud. En 12 meses, BRL 78,1 mil millones se gastaron con planes médicos por 22,1 millones de personas. El comprometimiento de la renta con planes individuales aumenta consistentemente con la edad, pasando de 4,5% de la renta domiciliaria per cápita (< 19 años) al 10,6% de esa renta (79 años o más). La probabilidad de comprometer más de un 40% de la renta con gastos de salud disminuye con la renta, crece con la edad y es mayor para quien paga un plan de salud. El gasto solo con los planes supera un 40% de la renta domiciliaria per cápita para un 5,6% de las personas con 60 años o más que pagan planes individuales y para un 4% de los que pagan planes empresariales. Las personas en las franjas de edad más altas y franjas de renta más bajas son las que tienen mayor probabilidad de comprometer más de un 40% de la renta con gastos de salud. Revisar las reglas de reajuste por edad de los planes es una alternativa para intentar mitigar ese problema.

Planes de Salud de Prepago; Gasto Catastrófico; Financiación del Capital; Anciano

Recebido em 23/Dez/2020  
Vesão final reapresentada em 09/Out/2021  
Aprovado em 29/Out/2021



## ANEXO Seções 29A e 42A do questionário da POF

29 A AQUISIÇÃO DE PRODUTOS FARMACÊUTICOS NO PERÍODO DE REFERÊNCIA DE 30 DIAS (continua)				
SITUAÇÃO DO QUADRO		1 <input type="checkbox"/> PESQUISADO COM REGISTRO	3 <input type="checkbox"/> PESQUISADO SEM REGISTRO	5 <input type="checkbox"/> NÃO PESQUISADO
TIPO	FORMA DE AQUISIÇÃO	VALOR		LOCAL DE AQUISIÇÃO
(1)	(2)	(3)		(4)
<b>REMÉDIOS</b>				
PARA DOR E FEBRE (analgésico e antitérmico) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA TOSSE E RESFRIADO (antigripal e antitussígeno).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA PRESSÃO ALTA (anti-hipertensivo) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA DIABETE .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA REDUÇÃO DE COLESTEROL OU TRIGLICERÍDEOS.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA ESTRESSE (calmante).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA PROBLEMA CARDÍACO OU CIRCULATORIO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA REUMATISMO (anti-reumático).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA INFECÇÃO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA ALERGIA (antialérgico) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA AZIA (antiácido).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA DEPRESSÃO (antidepressivo).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA O SISTEMA NERVOSO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA TIREÓIDE.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA PROBLEMA GINECOLÓGICO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA VERMES (vermífugo) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA PRISÃO DE VENTRE (laxante) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA DIARRÉIA .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA PROBLEMA DE PELE.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA PROBLEMA DE BOCA, OLHOS, NARIZ OU GARGANTA.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA ENJÔO E VÔMITO (antiemético) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA PROBLEMA DE ESTÔMAGO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PARA PROBLEMA OCULAR (oftalmológico).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	

29 A AQUISIÇÃO DE PRODUTOS FARMACÊUTICOS NO PERÍODO DE REFERÊNCIA DE 30 DIAS (conclusão)			
TIPO	FORMA DE AQUISIÇÃO	VALOR	LOCAL DE AQUISIÇÃO
(1)	(2)	(3)	(4)
<b>REMÉDIOS</b>			
ANTICONCEPCIONAL.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
HORMÔNIO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
VITAMINA.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
<b>OUTROS PRODUTOS FARMACÊUTICOS</b>			
ANTI-SÉPTICO (mercúrio cromo, Merthiolathe, etc.) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
DESINFETANTE TÓPICO (água oxigenada, álcool iodado, etc.) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
MATERIAL PARA CURATIVO (algodão, esparadrapo, etc.) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
MATERIAL PARA AUTODIAGNÓSTICO (termômetro, teste de gravidez, etc.) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
MATERIAL PARA APOIO TERAPÊUTICO (sonda, bomba para inalação, etc.) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
MATERIAL DE INJEÇÃO (agulha, seringa, etc.).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
APLICAÇÃO DE INJEÇÃO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
SHAMPOO E SABONETE MEDICINAL .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
CREME DENTAL MEDICINAL .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
PRESERVATIVO E LUBRIFICANTE ÍNTIMO .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
PRODUTOS PARA BEBÊ (chupeta, mamadeira, etc.).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

42 A		SERVIÇOS DE ASSISTÊNCIA À SAÚDE NO PERÍODO DE REFERÊNCIA DE 90 DIAS (continua)		
SITUAÇÃO DO QUADRO		1 <input type="checkbox"/> PESQUISADO COM REGISTRO	3 <input type="checkbox"/> PESQUISADO SEM REGISTRO	5 <input type="checkbox"/> NÃO PESQUISADO
TIPO	FORMA DE AQUISIÇÃO	VALOR		LOCAL DE AQUISIÇÃO
(1)	(2)	(3)		(4)
PLANO DE ASSISTÊNCIA MÉDICA (empresa) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PLANO DE ASSISTÊNCIA MÉDICA (individual) .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PLANO EXCLUSIVAMENTE ODONTOLÓGICO (empresa).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
PLANO EXCLUSIVAMENTE ODONTOLÓGICO (individual).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA MÉDICA COM CLÍNICO GERAL .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA MÉDICA COM PEDIATRA .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA MÉDICA COM CARDIOLOGISTA.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA MÉDICA COM GINECOLOGISTA .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA MÉDICA COM ORTOPEDISTA .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA MÉDICA COM OFTALMOLOGISTA .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA MÉDICA COM NEUROLOGISTA .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA E TRATAMENTO DENTÁRIO .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA E TRATAMENTO COM PSICÓLOGO .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA E TRATAMENTO COM FISIOTERAPEUTA.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA E TRATAMENTO COM NUTRICIONISTA .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
CONSULTA E TRATAMENTO COM FONOAUDIÓLOGO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
EXAME DE LABORATÓRIO (sangue, fezes, urina, etc.).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
RADIOGRAFIA.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
TOMOGRAFIA.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
ULTRASSONOGRAFIA.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
ENDOSCOPIA.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
RESSONÂNCIA MAGNÉTICA.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
ELETROCARDIOGRAMA.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
ATENDIMENTO EM PRONTO-SOCORRO/PRONTO-ATENDIMENTO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
AMBULÂNCIA E UTI MÓVEL (remoção).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
SERVIÇOS DE CIRURGIA, ANESTESIA E PARTO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
HOSPITALIZAÇÃO.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	

