

Demanda por Serviços de Saúde e Saúde Autoavaliada: evidências da PNS 2013 e 2019

Julia Natália Ramos Brito¹
Stélio Côelho Lombardi Filho²
Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins³

Resumo: Este artigo investiga a relação entre saúde autoavaliada e demanda por serviços de saúde no Brasil, à luz do modelo de capital saúde de Grossman (1972). Utilizando microdados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2013 e 2019, estima-se um modelo de variáveis instrumentais para mitigar a endogeneidade entre percepção do estado de saúde e utilização de serviços, empregando um indicador de infraestrutura domiciliar como instrumento. Os resultados mostram que melhores condições sanitárias elevam a probabilidade de os indivíduos avaliarem positivamente sua saúde. As estimativas indicam que uma melhor saúde autoavaliada reduz a demanda por serviços de saúde, embora esse efeito seja estatisticamente significativo apenas para o Brasil em 2013. Observam-se ainda importantes desigualdades de gênero: mulheres apresentam menor probabilidade de reportar boa saúde, mas maior propensão a utilizar serviços de saúde. Em conjunto, os resultados reforçam a relevância das condições socioeconômicas e da infraestrutura domiciliar para a percepção do estado de saúde e evidenciam a importância de considerar a endogeneidade na análise da demanda por serviços de saúde.

Palavras-chave: Pesquisa Nacional de Saúde; Variáveis Instrumentais; Saúde auto-avaliada.

Abstract: This study investigates the relationship between self-rated health and the demand for health care services in Brazil, based on Grossman's (1972) health capital model. Using microdata from the 2013 and 2019 National Health Survey (Pesquisa Nacional de Saúde – PNS), an instrumental variables approach is employed to address the endogeneity between individuals' health perception and health care service utilization, using a household infrastructure index as the instrument. The results show that better sanitary conditions increase the likelihood of individuals reporting good self-rated health. The estimates indicate that better self-rated health reduces the demand for health services, although this effect is statistically significant only for Brazil in 2013. The findings also reveal important gender disparities: women are less likely to report good health but are more likely to use health services. Overall, the results highlight the importance of socioeconomic conditions and household infrastructure in shaping health perceptions and underscore the need to account for endogeneity when analyzing the demand for health services.

Keywords: National Health Survey; Instrumental Variables; Self-rated health.

Área de submissão: Área de Economia Social e do Trabalho

Classificação JEL: C26, I12, I14, I18, J16.

¹Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE-UFJF). E-mail: julia.natalia@estudante.ufjf.br

²Professor Doutor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Bahia (PPGE-UFBA). E-mail: steliocl-filho@gmail.com

³Professor Doutor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Bahia (PPGE-UFBA). E-mail: julyan-link@hotmail.com

1 Introdução

Pela ótica da Ciência Econômica, Grossman (1972) foi pioneiro em tratar a saúde como uma *commodity* mensurável, um estoque de capital passível de acumulação e depreciação ao longo do ciclo de vida. Seu modelo teórico para a “boa saúde” mudaria a forma como os temas em Economia e Saúde se relacionariam daquele ponto em diante. Seu modelo parte da hipótese de que os indivíduos nascem com um nível inicial de saúde, que se deteriora com o tempo e pode ser ampliado por meio de investimentos. Nesse contexto, a demanda por serviços de saúde é interpretada como um mecanismo de preservação ou recuperação do bem-estar.

A partir dessa abordagem, desenvolveu-se uma ampla literatura voltada à compreensão dos determinantes do estado de saúde e da utilização de serviços. Zweifel, Breyer e Kifmann (2009), por exemplo, adaptam o modelo ao considerar um agente racional que entende o cuidado com a saúde simultaneamente como custo e investimento⁴. Além disso, o estoque de saúde pode ser ampliado por meio de ações preventivas, também sujeitas a custos monetários e de tempo. O indivíduo, portanto, escolhe um nível ótimo de saúde, dado um conjunto de restrições.

Essas abordagens teóricas chamam atenção para uma dificuldade empírica central: a relação entre estado de saúde e demanda por serviços de saúde é potencialmente endógena. Enquanto piores condições de saúde aumentam a probabilidade de busca por atendimento, o uso de serviços também afeta o estado de saúde subsequente, gerando simultaneidade (especialmente relevante em medidas subjetivas, como a saúde autoavaliada).

No caso brasileiro, essa discussão se torna ainda mais relevante, devido à forte heterogeneidade regional em termos de condições socioeconômicas, infraestrutura e acesso aos serviços de saúde. Nesse contexto, a relação entre saúde autoavaliada e demanda tende a variar no território. Além disso, diferenças de gênero também desempenham papel importante, tanto na percepção do estado de saúde quanto no padrão de utilização dos serviços.

Tendo em vista estas questões, este artigo investiga a relação entre saúde autoavaliada e demanda por serviços de saúde no Brasil a partir dos microdados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013 e 2019. O objetivo central é examinar em que medida a saúde autoavaliada afeta a procura por serviços de saúde, levando em conta a potencial simultaneidade entre essas variáveis. Além disso, o estudo busca verificar se essa relação difere entre homens e mulheres, e de que forma diferenças regionais impactam neste fenômeno, além de verificar como essa relação se comportou em dois pontos distintos do tempo.

O estudo se baseia no modelo teórico de Grossman (1972), o que implica desafios na transição para o modelo empírico. Além da simultaneidade entre as variáveis, o estoque de saúde é não observado. Como alternativa, utiliza-se a saúde autoavaliada, medida sujeita a erro de percepção. Assume-se, contudo, que esse erro não é sistemático a ponto de comprometer a identificação.

Para tratar a endogeneidade, adota-se uma estratégia de variáveis instrumentais inspirada em Kassouf (2005), utilizando um indicador de infraestrutura domiciliar como instrumento. Variáveis como acesso à água, energia, coleta de lixo e saneamento afetam o estado de saúde por meio das condições de vida, mas, condicional aos controles, não influenciam diretamente a demanda por serviços, exceto via saúde.

Os principais resultados indicam que o instrumento é relevante para explicar a saúde autoavaliada no nível nacional e regional. No segundo estágio, a relação entre saúde e demanda é estatisticamente significativa apenas para 2013 no nível nacional, sugerindo possíveis mudanças ao longo do tempo. Em relação ao gênero, mulheres apresentam menor probabilidade de reportar boa saúde, mas maior propensão a demandar serviços, resultado consistente com a literatura.

Apesar dos avanços, a literatura brasileira ainda conta com poucos estudos que tratam explicitamente a endogeneidade entre saúde autoavaliada e demanda por serviços, com destaque para

⁴Consumo de serviços de saúde reduz o consumo de outros bens, mas eleva o estoque de saúde, aumentando produtividade e utilidade futura.

Kassouf (2005). Trabalhos como Silva *et al.* (2011), Arruda, Maia e Alves (2018) e Barros, Machado e Sanz-de-Galdeano (2008) focam, em geral, em análises descritivas ou associativas, enquanto estudos sobre saúde autoavaliada apontam desigualdades socioeconômicas, de gênero e raça (Szwarcwald *et al.* (2005); Cachioni *et al.* (2021); Cislighi e Cislighi (2019)).

Adicionalmente, há evidências de desigualdades territoriais no acesso e na oferta de serviços (Stopa *et al.* (2017); Albuquerque *et al.* (2017); Sousa e Filho (2008)). Trabalhos mais recentes com dados da PNS (Malta *et al.* (2021); Szwarcwald *et al.* (2021); Sousa *et al.* (2020)) avançam na análise dos determinantes do acesso e da saúde auto-declarada, enquanto Gobi *et al.* (2019) aplica o modelo de Grossman ao contexto brasileiro.

Nesse sentido, este artigo contribui ao avançar na identificação empírica da relação entre saúde autoavaliada e demanda por serviços, incorporando simultaneamente a dimensão de gênero, a heterogeneidade regional e a comparação entre dois momentos no tempo.

Além desta introdução, o artigo está organizado em mais quatro seções. A próxima apresenta a estratégia empírica e discute o modelo estimado. Em seguida, expõe-se a análise descritiva dos dados. A quarta seção apresenta e discute os resultados. Por fim, a última seção reúne as conclusões do estudo.

2 Estratégia Empírica

O objetivo central deste estudo é analisar os determinantes da saúde autoavaliada e da demanda por serviços de saúde no Brasil, tratando a endogeneidade entre essas variáveis via método de variáveis instrumentais (IV). A fundamentação empírica ancora-se no modelo de capital saúde de Grossman (1972).

2.1 Fundamentação Teórica

Grossman (1972) define a saúde como um estoque de capital durável que gera um fluxo de "tempo saudável" para atividades produtivas e lazer. Diferente de outras formas de capital humano, a saúde gera utilidade direta e não pode ser comercializada, sendo sua depreciação biológica compensada por investimentos em insumos de mercado (serviços médicos, medicamentos, moradia) e tempo.

Neste arcabouço, a demanda por serviços de saúde é uma demanda derivada: o indivíduo não busca o consumo médico em si, mas a recomposição do seu estoque de saúde. A decisão ótima ocorre quando o benefício marginal da saúde (redução do tempo de doença e aumento da produtividade) iguala-se ao seu custo de oportunidade (taxa de juros, depreciação e custos de investimento). Conforme Zweifel, Breyer & Kifmann (2009), essa estrutura implica que a educação aumenta a eficiência na produção de saúde, podendo reduzir a demanda por serviços médicos, enquanto o nível salarial eleva o custo de oportunidade do tempo de doença, estimulando o investimento.

A transição do modelo de Grossman para a análise empírica impõe alguns desafios. O estoque de saúde é tratado no modelo teórico como uma variável latente, e aqui utiliza-se uma *proxy*, que é a variável de saúde autoavaliada. Isso pode levar ao erro de medida que, em caso de não ser aleatório, pode ocasionar em viés nas estimações. A hipótese assumida é de que os indivíduos não tem incentivo a mentir e/ou omitir sobre a sua própria percepção de estado de saúde.

Além disso, cabe ressaltar que no modelo teórico, o autor evidencia a relevância dos custos relacionados à própria saúde. No contexto brasileiro, a presença do SUS introduz particularidades na estrutura de custos. Apesar de existirem serviços de saúde privado, o SUS ordena a atenção à saúde ao redor do país, alcançando todos os brasileiros de alguma maneira, dada a alçada de seus serviços (Giovanella *et al.* (2018)). Embora a saúde seja direito universal (Constituição, Brasil (1988)), diferenças socioeconômicas afetam o acesso e a utilização. Para captá-las, incluem-se variáveis como renda, educação e posse de plano de saúde, além de indicadores de oferta local (leitos e horas de profissionais).

Para lidar com a simultaneidade entre saúde e demanda, utiliza-se uma estratégia de variáveis instrumentais inspirada em Kassouf (2005), detalhada a seguir.

2.2 Dados

Para realização da pesquisa, utiliza-se a Pesquisa Nacional de Saúde (PNS 2013 e 2019 - IBGE (2023))⁵. De modo geral, a PNS é um levantamento de base domiciliar e caráter amostral que tem como foco a saúde dos brasileiros a nível nacional, na medida em que produz dados sobre a autoavaliação de saúde da população e sobre suas necessidades de serviços de saúde. Ela é realizada pelo Ministério da Saúde e coordenada pela Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz) em parceria com o IBGE. A pesquisa é parte do Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares (SIPD) do IBGE, portanto utiliza a mesma estrutura amostral de outras pesquisas do instituto (FIOCRUZ (2021)). A amostra original da PNS contou com 64.348 entrevistas em 2013 e 94.114 em 2019, utilizando um desenho amostral complexo com calibração baseada em projeções populacionais.

Para incorporar indicadores de oferta de serviços de saúde, os dados da PNS foram combinados ao Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES (2026)), referentes ao mês de junho de cada ano (minimizando efeitos atípicos da pandemia de COVID-19 em 2019). Devido à disponibilidade de desagregação geográfica compatível entre as bases, a análise restringiu-se aos indivíduos residentes em capitais e regiões metropolitanas.

2.3 Estratégia de Identificação

A especificação principal é delineada por meio do Modelo de Probabilidade Linear (MPL), estimado via Mínimos Quadrados em dois estágios (MQ2E). A escolha do MPL como modelo base justifica-se pela facilidade de interpretação direta dos coeficientes como efeitos marginais e pela sua robustez em modelos de variáveis instrumentais (MQ2E). A variável de desfecho (Y_i) é binária, assumindo valor 1 se o indivíduo demandou serviços de saúde por motivo de doença e 0 caso contrário (ver Gujarati e Porter (2009)).

Nesse modelo, $p(\mathbf{x}) = Pr(y_i = 1|\mathbf{x})$, ou seja, a probabilidade de sucesso é uma função linear de $\mathbf{x}_i$. Dessa maneira, a especificação da equação reduzida é dada por:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \widehat{SA}_i + \beta_2 X_i + u_i \quad (1)$$

Onde $\widehat{SA}_i$ representa a saúde autoavaliada instrumentada e X_i o vetor de controles.

⁵Segundo a Fiocruz (2021), os fatores de expansão da pesquisa são calculados pelo inverso do produto das probabilidades de seleção em cada estágio, incluindo um fator de correção para as perdas. Após a ponderação das bases pelos fatores naturais de expansão, foi realizado um processo de calibração com base nas projeções populacionais para o Brasil e Unidades da Federação. Para permitir comparações entre as duas edições da PNS, o IBGE realiza uma nova calibração dos fatores de expansão da PNS/2013.

Variável	Tipo	Descrição	Fonte
Demanda por saúde	Variável dependente	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo demanda serviços de saúde	PNS
Boa saúde	Variável dependente e explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo autoavalia sua saúde como boa/muito boa	PNS
Indicador (instrumento)	Variável explicativa	Soma de variáveis binárias que capturam a presença de água encanada, esgotamento sanitário, coleta de lixo, eletricidade e água filtrada no domicílio.	PNS
Feminino	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo é do sexo feminino	PNS
Urbano	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo reside em área urbana	PNS
Ensino fundamental completo / médio incompleto	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo concluiu o ensino fundamental, mas não concluiu o ensino médio	PNS
Ensino médio completo / superior incompleto	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo concluiu o ensino médio, mas não concluiu o ensino superior	PNS
Ensino superior completo	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo concluiu o ensino superior	PNS
Renda per capita (log)	Variável explicativa	Logaritmo natural da renda per capita	PNS
Casado	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo é casado	PNS
Número de moradores no domicílio	Variável explicativa	Número de indivíduos no domicílio	PNS
Idade	Variável explicativa	Idade do indivíduo	PNS
Plano de saúde	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo possui plano de saúde	PNS
Preto	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo se autodeclara preto	PNS
Pardo	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo se autodeclara pardo	PNS
Amarelo	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo se autodeclara amarelo	PNS
Indígena	Variável explicativa	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo se autodeclara indígena	PNS
Quantidade P1	Variável explicativa	Número de leitos cirúrgicos no município	CNES
Quantidade P2	Variável explicativa	Número de leitos clínicos no município	CNES
Quantidade P3	Variável explicativa	Número de leitos complementares no município	CNES
Horas hospitalares	Variável explicativa	Número de horas de trabalho hospitalar dos profissionais	CNES
Horas ambulatoriais	Variável explicativa	Número de horas de trabalho ambulatorial dos profissionais	CNES

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 1: Descrição das variáveis utilizadas

Seguindo Kassouf (2005), a saúde autoavaliada é tratada como endógena, pois afeta e é afetada pela demanda por serviços de saúde. Para contornar esse problema, utiliza-se o MQ2E (ou 2SLS) com instrumentos de infraestrutura domiciliar (água, esgoto, coleta de lixo, energia e tratamento de água), que afetam a saúde, mas não a demanda diretamente.

A partir desses instrumentos, constroi-se um indicador de infraestrutura (que é um somatório das cinco características de infraestrutura citadas e utilizadas por Kassouf (2005)). Este indicador de infraestrutura é a variável instrumental (*indicador*) explorada nesta análise, e respeita as duas condições para um bom instrumento: (i) relevância, ou seja, estar correlacionado com a variável de tratamento (saúde autoavaliada), e (ii) restrição de exclusão, isto é, não estar correlacionado com o termo de erro da equação reduzida (regressão em demanda por serviços de saúde).

É importante destacar que a condição de restrição de exclusão pode estar potencialmente comprometida por um motivo muito claro: utiliza-se a demanda por serviços de saúde por motivo de doença como variável de desfecho. Caso o que tenha levado o indivíduo a buscar este tipo de serviço tenha sido motivado por doenças infectocontagiosas ou relacionadas ao saneamento ambiental inadequado, o instrumento estaria potencialmente correlacionado com o termo de erro da equação de demanda, o que violaria a validade do instrumento, dada a relação estabelecida na literatura entre condições de saneamento dos municípios e doenças infecciosas.

Para mitigar esse problema, incluem-se controles socioeconômicos (renda, educação, plano de saúde), que captam condições domiciliares e reduzem a correlação entre infraestrutura e demanda direta, reforçando a plausibilidade da estratégia. Além disso, são utilizados controles demográficos e socioeconômicos (Quadro 1). Como verificação de robustez, estima-se também um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários, incluindo o instrumento como covariável para explicar a demanda por serviços de saúde.

3 Análise Descritiva

Conforme apontado anteriormente, as bases de dados utilizadas neste estudo consistem nas duas versões da Pesquisa Nacional de Saúde – 2013 e 2019. A percepção do estado de saúde dos indivíduos é uma das variáveis fundamentais na análise realizada neste trabalho. Desta forma, foi analisada a autoavaliação do estado de saúde a nível nacional e regional. Para uma melhor visualização das relações, a presente seção está dividida em 3 subseções, em que a primeira descreve as características sociodemográficas dos indivíduos que autodeclararam seu estado de saúde como bom/muito; a segunda analisa mais profundamente a autodeclaração por gênero; e por fim, a terceira descreve os motivos que levaram os indivíduos a buscarem por serviços de saúde.

3.1 Características sociodemográficas

As tabelas 1 e 2 descrevem a percepção do estado de saúde autoavaliada em 2013 e em 2019, respectivamente, com relação a uma série de características individuais. É possível notar que para quase todos os níveis de desagregação regional, a média de indivíduos que avaliaram seu estado de saúde como bom ou muito bom diminuiu de um período para o outro, exceto para as regiões Nordeste e Sul, cuja média apresentou pequeno aumento - isso aponta para uma tendência de deterioração do estado de saúde nesse intervalo de 5 anos.

Tabela 1: Percepção do estado de saúde como bom ou muito bom, segundo características sociodemográficas e regionais - 2013.

Auto-avaliaram o estado de saúde como bom ou muito bom	Brasil		Região									
	Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média
Sim	39.141	0,6502	7.776	0,1987	10.664	0,2725	5.182	0,1324	10.189	0,2603	5.330	0,1362
Gênero												
Masculino	17.889	0,457	3.585	0,461	4.900	0,4595	2.389	0,461	4.556	0,4471	2.459	0,4614
Feminino	21.252	0,543	4.191	0,539	5.764	0,5405	2.793	0,539	5.633	0,5529	2.871	0,5386
Raça/Cor												
Preto	3.427	0,0876	625	0,0804	1.165	0,1092	423	0,0816	967	0,0949	247	0,0463
Pardo	18.428	0,4708	5.263	0,6768	6.272	0,5881	2.525	0,4873	3.626	0,3559	742	0,1392
Branco	16.691	0,4264	1.709	0,2198	3.079	0,2887	2.145	0,4139	5.456	0,5355	4.302	0,8071
Amarelo	352	0,009	57	0,0073	88	0,0083	69	0,0133	111	0,0109	27	0,0051
Indígena	243	0,0062	122	0,0157	60	0,0056	20	0,0039	29	0,0028	12	0,0023
Faixa Etária												
Até 19 anos	1.827	0,0467	483	0,0621	547	0,0513	221	0,0426	366	0,0359	210	0,0392
De 20 a 40 anos	21.182	0,5412	4.778	0,6145	6.012	0,5638	2.787	0,5378	4.939	0,4847	2.666	0,5002
De 41 a 60 anos	11.601	0,2964	1.955	0,2514	2.970	0,2785	1.640	0,3165	3.323	0,3261	1.713	0,3214
Mais de 61 anos	4.531	0,1158	560	0,072	1.135	0,1064	534	0,103	1.561	0,1532	741	0,139
Nível de Instrução												
Sem instrução/Fundamental incompleto	11.857	0,3029	2.450	0,3151	3.859	0,3619	1.467	0,2831	2.690	0,264	1.391	0,261
Fundamental completo/Médio incompleto	6.212	0,1587	1.303	0,1676	1.664	0,156	806	0,1555	1.596	0,1566	843	0,1582
Médio completo/Superior incompleto	14.622	0,3736	3.021	0,3885	3.825	0,3587	1.907	0,368	3.918	0,3845	1.951	0,366
Superior completo	6.450	0,1648	1.002	0,1289	1.316	0,1234	1.002	0,1934	1.985	0,1948	1.145	0,2148
Doença Crônica												
Possui	14.060	0,3592	2.343	0,3013	2.343	0,3013	1.911	0,3688	3.931	0,3858	2.338	0,4386
Não possui	25.081	0,6408	5.433	0,6987	5.433	0,6987	3.271	0,6312	6.258	0,6142	2.992	0,5614
Plano de Saúde												
Possui	12.695	0,3243	1.379	0,1773	1.379	0,1773	1.936	0,3736	4.431	0,4349	2.331	0,4373
Não possui	26.446	0,6757	6.397	0,8227	6.397	0,8227	3.246	0,6264	5.758	0,5651	2.999	0,5627

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de microdados da PNS 2013.

Ao desagregar a autoavaliação de saúde conforme o sexo, para o ano de 2013 verifica-se que a média de mulheres que avaliaram seu estado de saúde como bom/muito bom foi superior ao observado para homens, em todos os níveis analisados. Para 2019, o percentual de indivíduos do sexo masculino que avaliaram positivamente seu estado de saúde foi ligeiramente superior ao feminino a nível nacional, e para as regiões Norte e Nordeste, diferindo do que foi observado em 2013.

Ainda analisando as tabelas 1 e 2, ao relacionar a raça/cor e a autoavaliação positiva de saúde, os percentuais seguem uma mesma direção para os dois períodos de análise: a nível nacional, tanto em

Tabela 2: Percepção do estado de saúde como bom ou muito bom, segundo características sociodemográficas e regionais - 2019.

Auto-avaliaram o estado de saúde como bom ou muito bom	Brasil		Região									
	Freq.	Média	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
			Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média
Sim	56.822	0,6254	10.636	0,1872	17.346	0,3053	7.149	0,1258	13.565	0,2387	8.126	0,143
Gênero												
Masculino	28.575	0,5029	5.569	0,5236	8.712	0,5022	3.542	0,4955	6.698	0,4938	4.054	0,4989
Feminino	28.247	0,4971	5.067	0,4764	8.634	0,4978	3.607	0,5045	6.867	0,5062	4.072	0,5011
Raça/Cor												
Preto	6.091	0,1072	1.047	0,0984	2.197	0,1267	758	0,106	1.698	0,1252	391	0,0481
Pardo	27.404	0,4823	7.272	0,6837	10.278	0,5925	3.559	0,4978	4.941	0,3642	1.354	0,1666
Branco	22.473	0,3955	2.110	0,1984	4.675	0,2695	2.692	0,3766	6.714	0,495	6.282	0,7731
Amarelo	453	0,008	48	0,0045	92	0,0053	85	0,011	161	0,0119	67	0,0082
Indígena	392	0,0069	158	0,0149	101	0,0058	54	0,0076	48	0,0035	31	0,0038
Faixa Etária												
Até 19 anos	3.443	0,0606	941	0,085	1.190	0,0686	352	0,0492	615	0,0453	345	0,0425
De 20 a 40 anos	25.352	0,4462	5.360	0,5039	8.259	0,4761	3.208	0,4487	5.282	0,3894	3.243	0,3991
De 41 a 60 anos	18.557	0,3266	3.063	0,288	5.307	0,3059	2.501	0,3498	4.764	0,3512	2.922	0,3596
Mais de 61 anos	9.470	0,1667	1.272	0,1196	12.590	0,1493	1.068	0,1522	2.904	0,2141	1.616	0,1989
Nível de Instrução												
Sem instrução/Fundamental incompleto	16.770	0,2951	3.199	0,3008	6.436	0,371	1.789	0,2502	3.314	0,2443	2.032	0,2501
Fundamental completo/Médio incompleto	8.962	0,1577	1.859	0,1748	2.663	0,1535	1.099	0,1537	2.025	0,1493	1.316	0,1619
Médio completo/Superior incompleto	19.872	0,3497	3.823	0,3594	5.814	0,3352	2.513	0,3515	4.914	0,3623	2.808	0,3456
Superior completo	11.218	0,1974	1.755	0,165	2.433	0,1403	1.748	0,2445	3.312	0,2442	1.970	0,2424
Doença Crônica												
Possui	25.610	0,4507	3.879	0,3674	3.879	0,3647	3.082	0,4311	7.097	0,5232	4.236	0,5213
Não possui	31.212	0,5493	6.757	0,6353	6.757	0,6353	4.067	0,5689	6.468	0,4768	3.890	0,4787
Plano de Saúde												
Possui	8.327	0,1465	1.058	0,0995	1.058	0,0995	1.285	0,1797	2.512	0,1852	1.296	0,1595
Não possui	48.495	0,8535	9.578	0,9005	9.578	0,9005	5.864	0,8203	11.053	0,8148	6.830	0,8405

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de microdados da PNS 2019.

2013 quanto em 2019 quase metade da amostra se autodeclarou pardo e avaliou seu estado de saúde como bom/muito bom (a saber, 47,08%, em 2013 e 48,23%, em 2019); os indivíduos da brancos deram seguimento aos pardos nos dois períodos de análise. Já a nível regional, os pardos são maioria para as regiões Norte e Nordeste em ambos os períodos de análise, seguidos dos indivíduos autodeclarados brancos. Nas regiões Sudeste e Sul, este padrão se inverte.

No que diz respeito à faixa etária, vale ressaltar que em 2013 e em 2019, boa parte da gama de indivíduos que autoavaliaram seu estado de saúde como bom/muito bom é composta por pessoas entre 20 e 40 anos, em todos os níveis de análise. Estes são seguidos pela faixa etária de 41 a 60 anos de idade. No período referente a 2013, em relação ao nível de instrução educacional, pessoas com o ensino médio completo/ensino superior incompleto foram a maioria em todos os níveis de desagregados, e em 2019, esse padrão se manteve.

Sobre possuir ou não doença crônica e avaliar positivamente seu estado de saúde, a notória maioria alegou não possuir tais tipos de doença ao avaliarem sua saúde como boa/muito boa. E finalmente, sobre possuir ou não plano de saúde, em 2013 indivíduos sem plano de saúde foram a maioria a autodeclarar positivamente seu estado de saúde, em todos os níveis de análise.

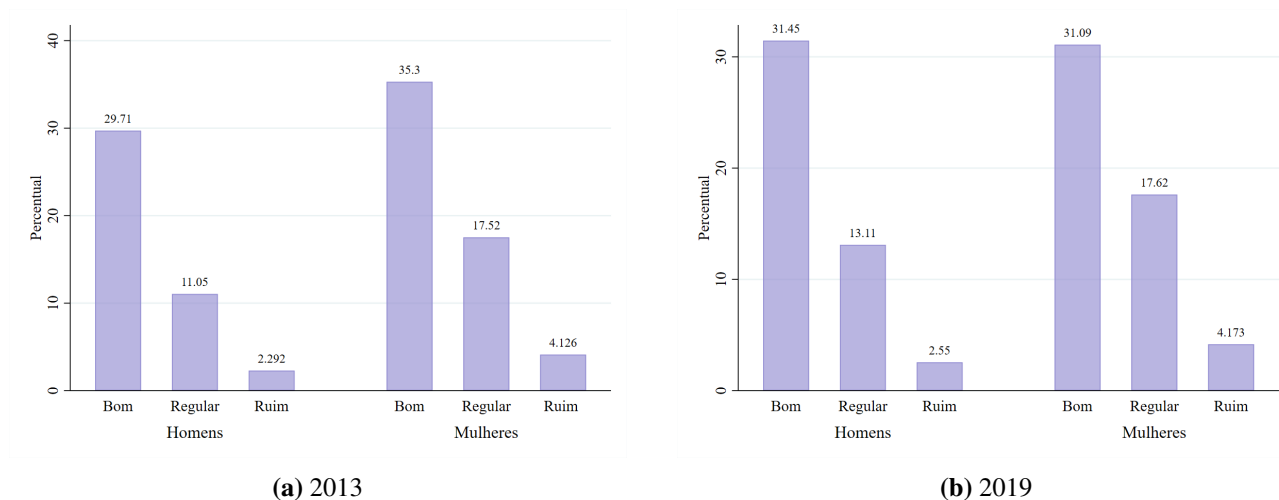
Estes resultados preliminares e de caráter descritivos estão em consonância com o que foi observado por Gobi et al. (2019) entre outros autores, que também utilizou dados da PNS 2013 para analisar uma aplicação do modelo de Grosman para o Brasil em relação à percepção do estado de saúde.

3.2 Estado de saúde autoavaliado e gênero

Colocando a perspectiva de gênero em foco, as figuras 1, 2 e 3 focam na análise de todos os estados de saúde autoavaliadas (a nível nacional (1) e regional (2 e 3)). Percebe-se, a partir da figura 1, que em 2013 o percentual de mulheres que autodeclararam seu estado de saúde como bom/muito

bom foi superior ao de homens (em 2019, essa ordem se inverteu mas a diferença foi bem pequena). Nota-se que há uma melhoria no percentual de homens que declaram seu estado de saúde como bom/muito bom e regular de 2013 para 2019. Em relação às mulheres, o percentual que declarou o estado de saúde como bom/muito bom diminuiu de 2013 para 2019, enquanto as outras categorias se mantiveram constantes. Essas estatísticas já apontam uma direção para o que foi encontrado por Sousa et al. (2020), Kassouf (2005) e outros autores.

Figura 1: Estado de saúde autoavaliado por gênero



Fonte: Elaborado pela autora, a partir dos microdados da PNS 2013 e 2019.

Nota: A variável de saúde autoavaliada foi agrupada. O estado de saúde classificado como bom inclui as pessoas que autodeclararam **bom e muito bom**. O estado de saúde classificado como ruim inclui as pessoas que autodeclararam **ruim e muito ruim**.

Na figura 2 e 3, ao considerar o gênero e a região, nota-se que em 2013 o percentual de mulheres que autodeclaravam seu estado de saúde como bom/muito bom era inferior ao de homens em todas as regiões do país. Em 2019, os percentuais foram mais parecidos entre homens e mulheres. Já o percentual de mulheres que autodeclarou o estado de saúde como regular e ruim ou muito ruim foi superior ao de homens em todas as regiões. Em 2019, esse padrão se manteve. Esses dados já mostram um indício de que as mulheres tendem a perceber o seu estado de saúde como pior em relação aos homens. Ensor e Cooper (2004) apontam que o gênero acaba tendo muita relação com a questão cultural da região, de modo que homens tendem a ter mais dificuldade de declarar problemas relacionados à própria saúde e até mesmo buscar cuidados médicos.

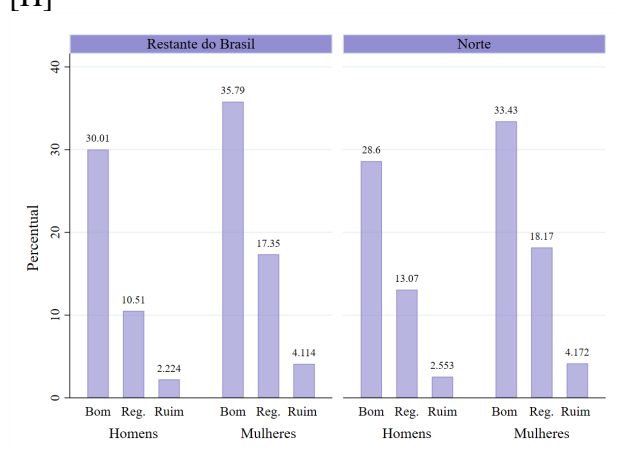
A relação entre gênero e saúde autoavaliada já indica o que se pode esperar ao regressar essa variável em função do estado de saúde bom/muito bom. E por hipótese, espera-se que um estado de saúde pior aumente a demanda por serviços de saúde por motivo de doença. Essa diferença de comportamento impulsionada pelo gênero é um dos motivos pelos quais a saúde é endógena: se as mulheres percebem a saúde de forma diferente e têm comportamentos de procura diferentes, espera-se que o termo de erro da equação de demanda esteja correlacionado com a variável de saúde autoavaliada.

3.3 Motivos da demanda por serviços de saúde

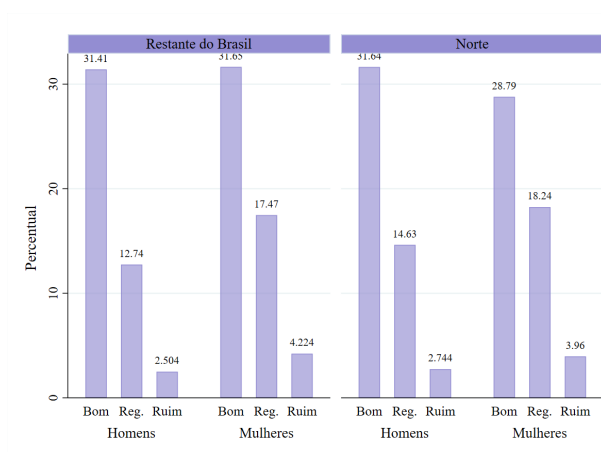
A PNS elenca diversas razões que levaram os indivíduos a demandarem por serviços de saúde. As tabelas 3 e 4 apresentam esses motivos para 2013 e 2019, respectivamente. É possível identificar que nos dois anos, o motivo de doença ou continuação de tratamento foi o principal indutor dos brasileiros a demandarem serviços relacionados à saúde. Esse padrão se manteve ao desagregar por regiões. Em 2013, o segundo principal motivo foi o de exame diagnóstico, seguido de puericultura

Figura 2: Estado de saúde autoavaliado por gênero e região

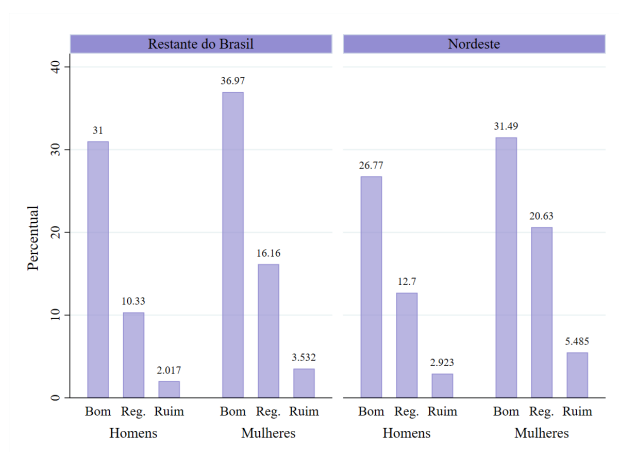
[H]



(a) Região Norte - 2013



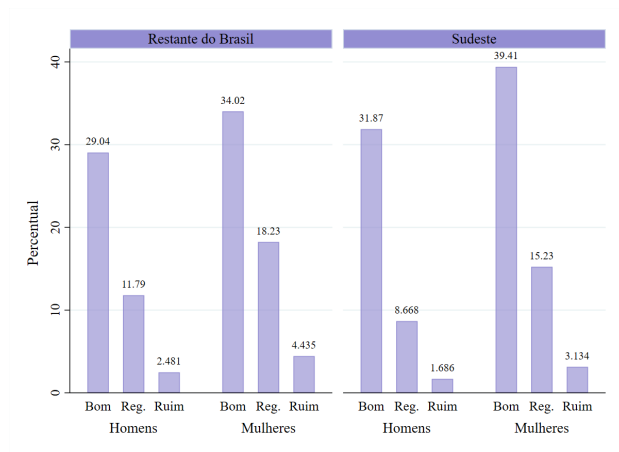
(b) Região Norte - 2019



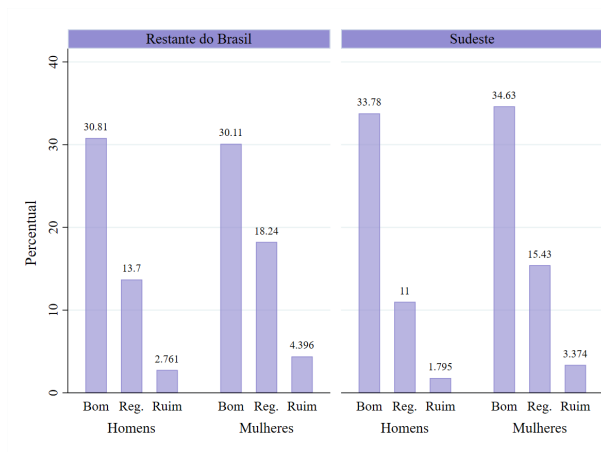
(c) Região Nordeste - 2013



(d) Região Nordeste - 2019



(e) Região Sudeste - 2013

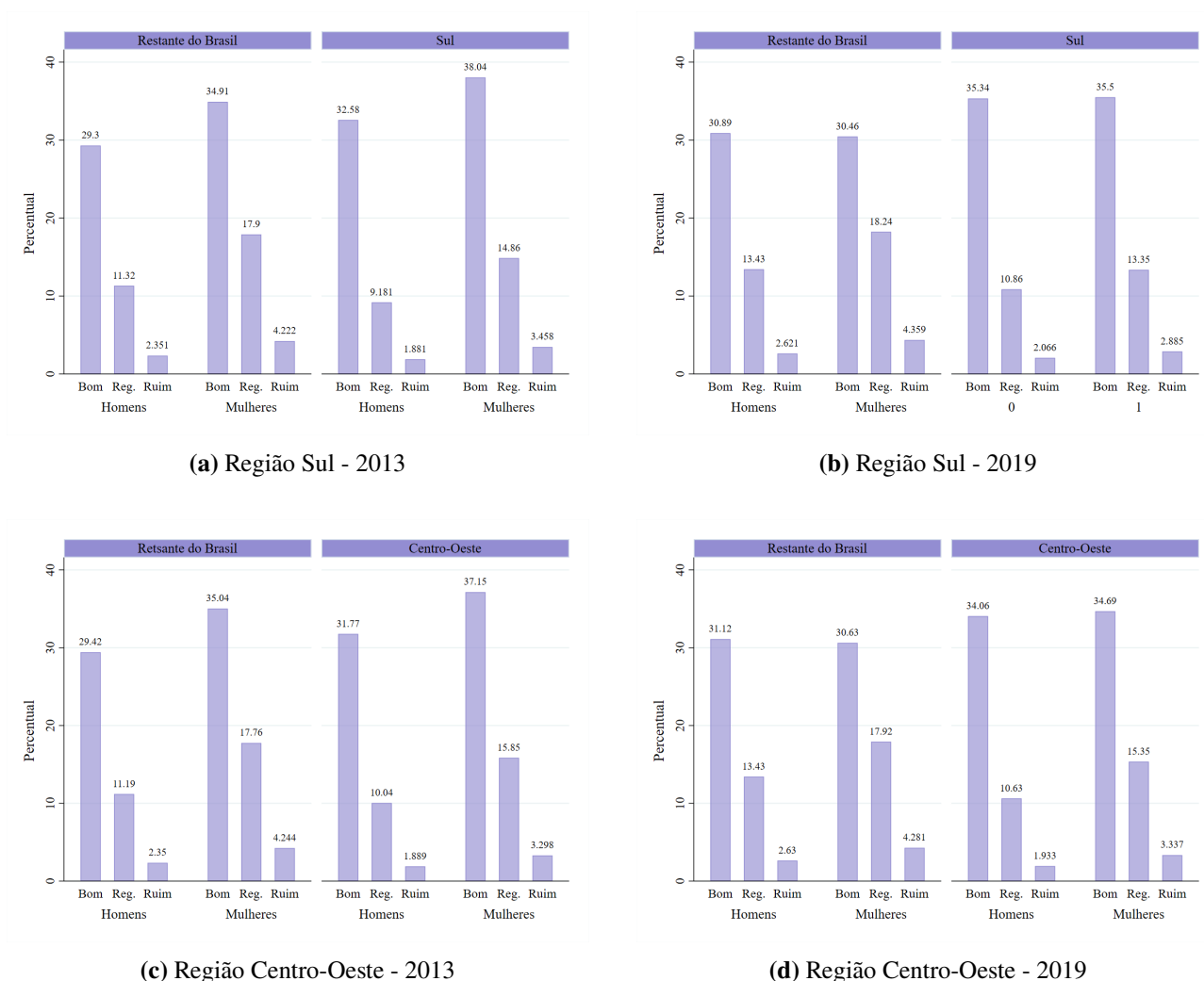


(f) Região Sudeste - 2019

Fonte: Elaborado pela autora, a partir dos microdados da PNS 2013 e 2019.

Nota: A variável de saúde autoavaliada foi agrupada. O estado de saúde classificado como bom inclui as pessoas que autodeclararam **bom e muito bom**. O estado de saúde classificado como ruim inclui as pessoas que autodeclararam **ruim e muito ruim**.

Figura 3: Estado de saúde autoavaliado por gênero e região



Fonte: Elaborado pela autora, a partir dos microdados da PNS 2013 e 2019.

Nota: A variável de saúde autoavaliada foi agrupada. O estado de saúde classificado como bom inclui as pessoas que autodeclararam **bom e muito bom**. O estado de saúde classificado como ruim inclui as pessoas que autodeclararam **ruim e muito ruim**.

ou outro tipo de atendimento preventivo. Em 2019, essa ordem se inverteu. Há um indício de ganho relativo de importância de exames de prevenção em 2019, o que pode refletir nas relações entre a saúde autoavaliada e a demanda de serviços de saúde por motivos de doença

Tabela 3: Procura por serviços de saúde e motivos correspondentes, PNS 2013.

Procurou atendimento relacionado à própria saúde	Brasil		Regional									
	Freq.	Média	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
			Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média
Sim	28.694	0,129	5.369	0,092	8.558	0,1243	3.275	0,1247	7.483	0,1546	4.009	0,1621
Motivo pelo qual procurou atendimento à saúde												
Acidente ou Lesão	1.356	0,0473	251	0,0467	393	0,0459	168	0,0513	327	0,0437	217	0,0541
Doença ou Continuação de tratamento	14.499	0,5053	2.739	0,5102	4.096	0,4786	1.549	0,473	4.019	0,5371	2.096	0,5228
Problema odontológico	1.100	0,0383	198	0,0369	355	0,0415	109	0,0333	266	0,0355	172	0,0429
Reabilitação ou Terapia	404	0,0141	55	0,0102	144	0,0168	52	0,0159	106	0,0142	47	0,0117
Pré-natal	650	0,0227	145	0,027	211	0,0247	52	0,0229	138	0,0184	81	0,0202
Parto	88	0,0031	25	0,0047	30	0,0035	15	0,0046	12	0,0016	6	0,0015
Exame diagnóstico	3.701	0,129	740	0,1378	1.173	0,1371	407	0,1243	948	0,1267	433	0,108
Vacinação	398	0,0013	111	0,0207	129	0,0151	52	0,0159	75	0,01	31	0,0077
Puericultura / Outro atendimento preventivo	2.655	0,0925	388	0,0723	895	0,1046	268	0,0818	757	0,1012	347	0,0866
Solicitação de atestado	184	0,0064	29	0,0054	60	0,007	27	0,0082	35	0,0047	33	0,0082
Outro	3.659	0,1275	688	0,1281	1.072	0,1253	553	0,1689	800	0,1069	546	0,1362

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de microdados da PNS 2013.

Tabela 4: Procura por serviços de saúde e motivos correspondentes, PNS 2019.

Procurou atendimento relacionado à própria saúde	Brasil		Regional									
	Freq.	Média	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
			Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média	Freq.	Média
Sim	46.914	0,1597	8.372	0,1291	15.925	0,1526	5.148	0,1585	11.324	0,1907	6.145	0,1881
Motivo pelo qual procurou atendimento à saúde												
Acidente ou Lesão	2.075	0,0442	385	0,046	597	0,0375	266	0,0517	542	0,0479	285	0,0464
Doença ou Continuação de tratamento	22.060	0,4702	3.817	0,4559	7.591	0,4767	2.386	0,4635	5.375	0,4747	2.891	0,4705
Problema odontológico	3.065	0,0653	441	0,0527	1.191	0,0748	336	0,0653	647	0,0571	450	0,0732
Reabilitação ou Terapia	1.138	0,0243	221	0,0264	371	0,0233	110	0,0214	268	0,0237	168	0,0273
Pré-natal	884	0,0188	204	0,0244	283	0,0178	99	0,0192	191	0,0169	107	0,0174
Parto	134	0,0029	39	0,0047	40	0,0025	13	0,0025	25	0,0022	17	0,0028
Exame diagnóstico	5.246	0,1118	1.175	0,1403	1.672	0,105	555	0,1078	1.193	0,1054	651	0,1059
Vacinação	938	0,02	246	0,0294	354	0,0222	77	0,015	144	0,0127	117	0,019
Puericultura / Outro atendimento preventivo	7.614	0,1623	1.213	0,1449	2.565	0,1611	858	0,1667	1.980	0,1748	998	0,1624
Solicitação de atestado	181	0,0039	37	0,0044	46	0,0029	18	0,0035	47	0,0042	33	0,0054
Outro	3.579	0,0763	594	0,071	1.215	0,0763	430	0,0835	912	0,0805	428	0,0697

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de microdados da PNS 2013.

Kassouf (2005), ao usar os dados de suplemento da saúde da PNAD de 1998 e desagregar a amostra entre rural e urbana, identifica que os motivos de doença e de exames de rotina ou de prevenção foram os dois tipos de situações que mais levaram os indivíduos a procurar atendimento de saúde. Malta et al. (2021) e Szwarcwald et al. (2021) atestam resultado semelhante ao utilizarem as duas versões da PNS.

4 Resultados

Nesta seção, são analisados os resultados econométricos, organizados em duas etapas. Como indicado anteriormente, a estratégia de identificação de variáveis instrumentais é o principal meio de análise desta pesquisa. Foram rodadas estimações via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) como *benchmark*. Primeiramente, analisa-se o primeiro estágio da estratégia de variáveis instrumentais para validar a relevância do instrumento. Em seguida, apresentam-se as estimativas do efeito do estado de saúde autoavaliado sobre a demanda por serviços de saúde, comparando os modelos MQO e o segundo estágio do MQ2E para os anos de 2013 e 2019, com desagregação regional para o Brasil.

Tabela 5: Regressões de primeiro estágio: determinantes da autoavaliação de saúde

Variáveis	Nacional (1)	Norte (2)	Nordeste (3)	Sudeste (4)	Sul (5)	Centro-Oeste (6)
Painel A: Ano 2013						
Indicador (Instrumento)	0.0170*** (0.0035)	0.0090 (0.0084)	0.0077 (0.0065)	0.0182*** (0.0070)	0.0358*** (0.0093)	0.0039 (0.0089)
Mulher	-0.0680*** (0.0060)	-0.0602*** (0.0148)	-0.0829*** (0.0110)	-0.0679*** (0.0104)	-0.0545*** (0.0143)	-0.0572*** (0.0133)
Área urbana	-0.0169* (0.0103)	-0.0160 (0.0237)	-0.0133 (0.0170)	-0.0098 (0.0224)	-0.0433 (0.0266)	-0.0411 (0.0277)
Ensino superior	0.1592*** (0.0113)	0.1015*** (0.0283)	0.1336*** (0.0224)	0.1885*** (0.0190)	0.1557*** (0.0265)	0.1507*** (0.0243)
ln(Renda per capita)	0.0461*** (0.0041)	0.0511*** (0.0098)	0.0439*** (0.0074)	0.0335*** (0.0075)	0.0541*** (0.0105)	0.0534*** (0.0094)
Idade	-0.0074*** (0.0002)	-0.0084*** (0.0005)	-0.0079*** (0.0004)	-0.0066*** (0.0004)	-0.0077*** (0.0005)	-0.0076*** (0.0005)
Plano de saúde	0.0522*** (0.0076)	0.0894*** (0.0208)	0.0821*** (0.0164)	0.0445*** (0.0119)	0.0294* (0.0169)	0.0453*** (0.0154)
Raça: Negra	-0.0324*** (0.0112)	0.0244 (0.0302)	-0.0129 (0.0202)	-0.0279 (0.0183)	-0.0501 (0.0354)	0.0045 (0.0274)
Controles socioeconômicos	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Controles hospitalares	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observações	52,091	11,223	16,048	12,040	6,295	6,485
R-quadrado	0.1628	0.1178	0.1337	0.1573	0.1853	0.1423
Estatística F	252.96	30.31	67.82	69.78	48.78	42.29
Painel B: Ano 2019						
Indicador (Instrumento)	0.0196*** (0.0029)	0.0073 (0.0063)	0.0133*** (0.0050)	0.0253*** (0.0065)	0.0166** (0.0067)	0.0248*** (0.0088)
Mulher	-0.0668*** (0.0052)	-0.0733*** (0.0107)	-0.0970*** (0.0081)	-0.0554*** (0.0098)	-0.0385*** (0.0104)	-0.0722*** (0.0124)
Área urbana	-0.0252*** (0.0077)	0.0211 (0.0165)	-0.0303** (0.0121)	-0.0403** (0.0190)	-0.0079 (0.0174)	-0.0719*** (0.0246)
Ensino superior	0.1912*** (0.0092)	0.1555*** (0.0189)	0.2143*** (0.0153)	0.1837*** (0.0171)	0.2045*** (0.0181)	0.1975*** (0.0211)
ln(Renda per capita)	0.0575*** (0.0032)	0.0596*** (0.0068)	0.0431*** (0.0049)	0.0594*** (0.0061)	0.0686*** (0.0077)	0.0631*** (0.0085)
Idade	-0.0067*** (0.0002)	-0.0080*** (0.0004)	-0.0077*** (0.0003)	-0.0059*** (0.0003)	-0.0064*** (0.0004)	-0.0066*** (0.0005)
Plano de saúde	0.0223*** (0.0072)	0.0637*** (0.0182)	0.0545*** (0.0140)	0.0150 (0.0118)	-0.0033 (0.0143)	0.0253 (0.0158)
Raça: Negra	-0.0402*** (0.0085)	-0.0394* (0.0217)	-0.0204 (0.0139)	-0.0250* (0.0146)	-0.0696*** (0.0241)	-0.0171 (0.0226)
Controles socioeconômicos	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Controles hospitalares	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observações	79,485	15,680	27,836	16,962	9,838	9,169
R-quadrado	0.1550	0.1413	0.1422	0.1368	0.1712	0.1505
Estatística F	359.37	75.04	143.69	88.87	87.49	58.62

Fonte: Elaboração própria, com dados da PNS 2013 e 2019.

Nota 1: Erros-padrão robustos entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Nota 2: São reportadas as variáveis com coeficientes mais relevantes. As regressões incluem controles para escolaridade, estado civil, tamanho do domicílio, raça, infraestrutura hospitalar (leitos) e carga horária de profissionais de saúde.

A Tabela 5 apresenta os resultados das regressões de primeiro estágio, em que a variável dependente é a probabilidade de o indivíduo reportar um estado de saúde "Bom" ou "Muito Bom". O instrumento utilizado (indicador de infraestrutura domiciliar) mostra-se significativo em praticamente

todas as especificações geográficas, exceto para as regiões Norte em 2013 e 2019, e Nordeste em 2013 (embora os sinais sejam positivos para todas os níveis de análise). Isso indica que características domiciliares influenciam positivamente a probabilidade de autodeclarar o seu estado de saúde como bom/muito bom. A força do instrumento é corroborada pelos valores da estatística F, o que mitiga preocupações com instrumentos fracos. O resultado é coerente e corrobora o que foi apontado por Kassouf (2005)⁶.

Outro controle que é o foco da análise é a questão de gênero. É possível identificar que ser mulher reduz sistematicamente a probabilidade de autodeclarar o estado de saúde como bom/muito bom em todos os níveis de análise (regional e nacional - tabela 5), para os anos de 2013 e 2019 apresentados nos painéis A e B, respectivamente. Sousa et al. (2020) & Malta et al. (2021) mostram que homens auto-avaliam melhor o próprio estado de saúde, em relação às mulheres.

Características como o logaritmo natural da renda per capita (tabela 5), ter ensino superior completo e possuir plano de saúde afetam positivamente o estado de saúde autoavaliado, e os coeficientes são estatisticamente significativos em todas as regiões analisadas. Como esperado pela literatura de capital de saúde (Grossman, 1972), o nível de escolaridade e o logaritmo da renda per capita apresentam correlações positivas e robustas com o estado de saúde reportado. Zweifel, Breyer & Kifmann (2009) adaptam Grossman e mostram que a educação aumenta a eficiência na produção de saúde, o que pode reduzir a demanda por serviços o que é condizente com o que foi encontrado. O resultado da renda reforça que o status socioeconômico dita a percepção de bem-estar, como apontado por Cislighi e Cislighi (2019).

Por outro lado, a idade apresenta um efeito marginal negativo e significativo para os dois anos analisados, refletindo a depreciação natural do estoque de saúde ao longo do ciclo de vida, além de estar em linha com o que o observado por Cachioni et al. (2021).

Gobi et al. (2019) apontam que ter plano de saúde afeta positivamente a percepção do estado de saúde, o que é corroborado pelos resultados da tabela 5, cujo coeficiente foi positivo e estatisticamente significativo em todos os níveis de análise em 2013, e a nível Nacional e para o Norte e Nordeste em 2019.

A raça (preta) e residir em área urbana (tabela 5) também são aspectos negativamente associados ao estado de saúde autoavaliado, e sua relevância foi maior em 2019 (onde os coeficientes são estatisticamente significativo a nível nacional e também para algumas regiões), o que está de acordo com Szwarcwald et al. (2005), que identificam uma relação entre desigualdade socioeconômica e percepção da saúde.

Nos resultados apresentados na tabela 6, as estimações realizadas por MQO funcionam como uma referência, onde a saúde autoavaliada como boa/muito boa e o indicador de infraestrutura entram como determinantes da demanda por serviços de saúde por motivo de doença. O 2SLS apresenta os resultados do segundo estágio da estratégia que utiliza o indicador de infraestrutura como instrumento.

⁶As tabelas apresentadas (5 e 9) apresentam as variáveis com os coeficientes mais relevantes. Além destas, as regressões foram controladas por ensino fundamental completo/médio incompleto, ensino médio/completo/superior incompleto, casado, número de componentes no domicílio, raças parda, amarela e indígena, quantidade leitos clínicos, cirúrgicos e complementares, carga horária hospitalar e carga horária ambulatorial dos profissionais de saúde.

Tabela 6: Estimativas OLS e 2SLS para a demanda por serviços de saúde

Variáveis	Nacional (1)		Norte (2)		Nordeste (3)		Sudeste (4)		Sul (5)		Centro-Oeste (6)	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
Painel A: Ano 2013												
Boa saúde	-0.083*** (0.005)	-0.268** (0.118)	-0.061*** (0.008)	-0.265 (0.509)	-0.068*** (0.006)	-0.065 (0.386)	-0.091*** (0.010)	-0.201 (0.223)	-0.121*** (0.014)	-0.207 (0.184)	-0.062*** (0.008)	-0.152 (1.131)
Indicador	-0.003* (0.001)	.	-0.001 (0.004)	.	0.00001 (0.002)	.	-0.0019 (0.003)	.	-0.003 (0.006)	.	-0.0003 (0.004)	.
Mulher	0.029*** (0.003)	0.016* (0.009)	0.027*** (0.006)	0.014 (0.031)	0.032*** (0.005)	0.032 (0.032)	0.027*** (0.006)	0.020 (0.016)	0.021** (0.010)	0.016 (0.014)	0.038*** (0.006)	0.033 (0.065)
Área urbana	0.025*** (0.005)	0.022*** (0.005)	0.028*** (0.010)	0.025*** (0.009)	0.012* (0.007)	0.012** (0.006)	0.035*** (0.012)	0.034*** (0.012)	0.013 (0.018)	0.009 (0.014)	-0.001 (0.013)	-0.005 (0.039)
Ensino superior	-0.002 (0.007)	0.028 (0.021)	-0.006 (0.011)	0.015 (0.054)	-0.014 (0.010)	-0.015 (0.054)	0.002 (0.013)	0.023 (0.045)	0.025 (0.019)	0.038 (0.035)	-0.007 (0.011)	0.007 (0.172)
ln(Renda per capita)	-0.004* (0.002)	0.004 (0.006)	-0.006 (0.005)	0.004 (0.027)	0.002 (0.003)	0.002 (0.018)	-0.008* (0.005)	-0.005 (0.009)	-0.020*** (0.007)	-0.015 (0.012)	-0.002 (0.005)	0.003 (0.061)
Idade	0.000*** (0.000)	-0.001 (0.001)	0.001** (0.000)	-0.001 (0.004)	0.000 (0.000)	0.000 (0.003)	0.000* (0.000)	-0.000 (0.002)	0.001** (0.000)	0.000 (0.001)	0.001** (0.000)	-0.000 (0.009)
Plano de saúde	0.015*** (0.005)	0.024*** (0.008)	0.015 (0.010)	0.033 (0.048)	0.014* (0.008)	0.014 (0.033)	0.009 (0.008)	0.014 (0.013)	0.036*** (0.012)	0.038*** (0.014)	0.015* (0.008)	0.019 (0.051)
Raça: Negra	-0.002 (0.007)	-0.008 (0.008)	0.010 (0.017)	0.015 (0.023)	0.007 (0.011)	0.007 (0.012)	0.004 (0.011)	0.001 (0.013)	0.002 (0.022)	-0.003 (0.024)	-0.006 (0.011)	-0.006 (0.012)
Controles socioeconômicos	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Controles hospitalares	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observações	52,091	52,091	11,223	11,223	16,048	16,048	12,040	12,040	6,295	6,295	6,485	6,485
R-quadrado	0.037	-	0.033	-	0.032	0.032	0.041	0.010	0.055	0.039	0.036	0.006
Estatística Wald/F	22.35	229.94	8.18	80.39	12.87	149.10	8.10	94.35	7.06	71.07	6.50	89.69
Painel B: Ano 2019												
Boa saúde	-0.135*** (0.005)	0.147 (0.115)	-0.094*** (0.007)	-0.003 (0.522)	-0.109*** (0.006)	0.282 (0.292)	-0.162*** (0.011)	0.274 (0.226)	-0.151*** (0.011)	-0.169 (0.320)	-0.121*** (0.011)	-0.556** (0.277)
Indicador	0.005*** (0.002)	.	0.0006 (0.003)	.	0.005 (0.003)	.	0.011** (0.004)	.	-0.0002 (0.005)	.	-0.010* (0.005)	.
Mulher	0.050*** (0.004)	0.069*** (0.009)	0.033*** (0.006)	0.039 (0.038)	0.046*** (0.005)	0.084*** (0.029)	0.058*** (0.008)	0.083*** (0.015)	0.045*** (0.008)	0.044*** (0.015)	0.046*** (0.008)	0.014 (0.022)
Área urbana	0.009 (0.006)	0.016*** (0.005)	0.034*** (0.010)	0.032* (0.019)	0.010 (0.009)	0.022*** (0.008)	-0.021 (0.015)	-0.003 (0.013)	0.031** (0.013)	0.030*** (0.011)	0.035** (0.017)	0.004 (0.016)
Ensino superior	0.009 (0.008)	-0.045* (0.024)	0.026** (0.012)	0.011 (0.082)	0.004 (0.010)	-0.080 (0.065)	0.011 (0.015)	-0.070 (0.044)	0.013 (0.015)	0.017 (0.069)	0.039*** (0.015)	0.125** (0.060)
ln(Renda per capita)	0.002 (0.003)	-0.014* (0.008)	-0.008* (0.004)	-0.013 (0.032)	0.001 (0.003)	-0.016 (0.013)	0.007 (0.006)	-0.019 (0.016)	-0.008 (0.006)	-0.006 (0.023)	-0.000 (0.006)	0.027 (0.019)
Idade	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.002 (0.004)	0.001*** (0.000)	0.004* (0.002)	0.001*** (0.000)	0.004** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001 (0.002)	0.001*** (0.000)	-0.002 (0.002)
Plano de saúde	0.024*** (0.007)	0.018** (0.008)	0.033*** (0.012)	0.027 (0.034)	0.027*** (0.009)	0.005 (0.019)	0.028** (0.012)	0.022 (0.014)	0.020 (0.012)	0.020 (0.013)	-0.004 (0.011)	0.007 (0.015)
Raça: Negra	-0.010 (0.006)	0.002 (0.008)	0.002 (0.014)	0.006 (0.025)	-0.004 (0.009)	0.004 (0.012)	-0.010 (0.011)	0.001 (0.014)	-0.012 (0.019)	-0.013 (0.029)	0.000 (0.013)	-0.007 (0.017)
Controles socioeconômicos	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Controles hospitalares	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observações	79,485	79,485	15,680	15,680	27,836	27,836	16,962	16,962	9,838	9,838	9,169	9,169
R-quadrado	0.059	-	0.046	0.024	0.048	-	0.064	-	0.064	0.063	0.051	-
Estatística Wald/F	62.57	571.30	16.78	176.10	30.81	225.02	22.89	170.68	18.22	192.10	13.00	107.01

Fonte: Elaboração própria, com dados da PNS 2013 e 2019.

Nota 1: Erros-padrão robustos entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Nota 2: São reportadas as variáveis com coeficientes mais relevantes. As regressões incluem controles para escolaridade, estado civil, tamanho do domicílio, raça, infraestrutura hospitalar (leitos) e carga horária de profissionais de saúde.

É possível observar, pela estimação por meio de MQO da tabela 6, que o estado de saúde afeta a demanda por serviços de saúde de maneira negativa em todos os níveis analisados, para os dois anos e com significância estatística de 1%. Em outras palavras, a abordagem de referência sugere que um melhor estado de saúde reduz a demanda por serviços de saúde por motivo de doença. Incluir a variável de "infraestrutura" como controle da regressão só foi estatisticamente relevante a 10% em 2013 a nível nacional. O sinal negativo indica que melhores condições domiciliares afetam negativamente a demanda por serviços de saúde, embora o coeficiente seja pequeno em magnitude. O sinal se mantém negativo para quase todas as regiões, exceto o Nordeste, mas a falta de significância estatística não permite que sejam retiradas conclusões fortes sobre os coeficientes.

Em 2019 (painel B - tabela 6), ainda para o MQO, o "indicador" foi estatisticamente significativo a nível nacional, e para as regiões Sudeste e Centro-Oeste. Nos dois primeiros casos, o efeito foi positivo sobre a demanda por serviços de saúde, e no último caso o sinal é negativo.

Nos resultados para o segundo estágio instrumentalizado, na tabela 6, o coeficiente predito de boa saúde (estimado utilizando o "indicador" como instrumento) foi estatisticamente significativo em 2013 a nível nacional (painel A), e para a região Centro-Oeste em 2019 (painel B). O sinal negativo

indica que um melhor estado de saúde influencia negativamente a demanda por serviços de saúde. A nível nacional e para as regiões que não apresentam significância estatística, o sinal varia em 2019, mas não é possível tirar conclusões precisas sobre esses coeficientes.

O gênero é importante e apresenta correlação positiva e estatisticamente significativa para o modelo de MQO, em todas as regiões de análise e nos dois anos apontados (painel A e B, respectivamente). Logo, ser mulher influencia positivamente na demanda por serviços de saúde. Para o modelo instrumentalizado (2SLS), em 2013 (painel A) o coeficiente de feminino foi estatisticamente significativo a nível nacional apenas. Em 2019 (painel B), é estatisticamente relevante a nível nacional, e para as regiões Nordeste, Sudeste e Sul. Em todos os casos, o efeito sobre a variável de desfecho foi positivo (tabela 6).

Logo, o gênero se comporta de maneira a reduzir a chance da mulher declarar positivamente seu estado de saúde, e a aumentar a probabilidade de demandar serviços de saúde por motivo de doença. Ensor e Cooper (2004) corroboram este achado ao argumentarem sobre a influência do gênero na procura por cuidados médicos e a relação disso com fatores socio-culturais.

A educação (ter ensino superior completo) se mostrou estatisticamente relevante e negativamente relacionada à demanda por serviços de saúde a nível nacional no segundo estágio do 2SLS, o que é coerente com o que é apontado por Zweifel, Breyer & Kifmann (2009). Na região Centro-Oeste, também em 2019 (tabela 6), o resultado foi positivo, o que é contraintuitivo de acordo com a literatura, mas faz sentido quando se entende que pessoas mais educadas podem perceber melhor sintomas de doença, o que os leva a buscar por serviços de saúde de maneira mais recorrente.

O coeficiente de idade para 2019 (painel B - tabela 6) foi estatisticamente diferente de zero para os duas formas de estimação em quase todos os níveis de análise, o que indica que idades mais elevadas aumentam a procura por serviços relacionados à própria saúde. Ter plano de saúde aumenta a demanda por serviços desse tipo, mas o coeficiente só foi estatisticamente significativo em alguns níveis da análise desagregada regionalmente para ambos os anos, o que está em consonância com os resultados apresentados por Barros et al. (2008).

De maneira geral, no que tange à demanda (Tabela 6), nota-se uma perda de significância estatística do efeito causal da saúde (2SLS) em 2019 para a maioria das regiões, o que sugere uma mudança na elasticidade da demanda ou maior heterogeneidade no acesso que o modelo captou com mais precisão em 2013. Especialmente, as disparidades de renda e acesso a planos de saúde permanecem concentradas no Centro-Oeste, Sudeste e Sul em ambos os períodos, enquanto o efeito negativo da idade e o comportamento de gênero (mulheres reportando pior saúde, mas demandando mais serviços) mostram uma persistência temporal, consolidando-se como padrões estruturais da saúde pública brasileira independentemente da região analisada.

5 Conclusão

Este estudo investigou a relação entre a saúde autoavaliada e a demanda por serviços de saúde no Brasil, utilizando uma estratégia de variáveis instrumentais para mitigar o viés de endogeneidade inerente a essa relação.

Os resultados do primeiro estágio confirmam a validade da infraestrutura domiciliar como um determinante robusto da percepção de saúde. Observou-se que a saúde positiva reduz significativamente a procura por atendimento por motivo de doença, com efeitos de maior magnitude nas estimações por MQ2E em comparação ao MQO, evidenciando que o estado de saúde auto-reportado é um vetor importante da demanda por serviços relacionados à saúde.

A questão de gênero revela uma persistência temporal notável entre os dois períodos analisados, onde ser mulher reduz a probabilidade de reportar boa saúde mas eleva sistematicamente a demanda por atendimento em ambos os períodos e em quase todas as regiões, reafirmando padrões culturais e de comportamento preventivo já consolidados na literatura.

A perda de significância estatística do efeito causal da saúde sobre a demanda por serviços

no modelo instrumentalizado (2SLS) em 2019, em contraste com a forte significância observada em 2013 a nível nacional, sinaliza uma possível mudança na elasticidade da demanda por saúde ou uma alteração no perfil de oferta e acesso no Brasil durante este período. Um caminho para compreender essa diluição do efeito causal reside na própria natureza da procura por serviços: a análise descritiva aponta um ganho relativo de importância na busca por exames de prevenção e puericultura em 2019, em relação a 2013.

Esse aumento na procura por cuidados preventivos sugere que a relação reativa (onde um pior estado de saúde leva à busca por atendimento por motivo de doença) pode ter se tornado mais complexa com o passar do tempo. À medida que a prevenção ganha espaço, o estado de saúde "ruim" deixa de ser o único ou o mais absoluto motor da utilização dos serviços de saúde, o que ajuda a explicar por que a estimação para 2019 apresenta maior dificuldade em captar o impacto isolado e significativo da saúde autoavaliada sobre a demanda motivada por doença.

Apesar dos resultados consistentes obtidos por meio da estratégia de Variáveis Instrumentais, reconhece-se que a escolha do Modelo de Probabilidade Linear (MPL) possui limitações inerentes quando se trata de variáveis dependentes dicotômicas. Como desdobramento futuro e buscando conferir ainda mais robustez aos achados desta pesquisa, pretende-se expandir a estratégia empírica incorporando estimações por meio de modelos não lineares. A aplicação de métodos como o Probit, que são desenhados para lidar simultaneamente com a endogeneidade e a natureza binária tanto da saúde autoavaliada quanto da demanda por serviços, permitirá atestar a consistência das estimativas e aprofundar a compreensão dos efeitos causais aqui mapeados.

Referências

- ALBUQUERQUE, Mariana Vercesi de; VIANA, Ana Luiza d'Ávila; LIMA, Luciana Dias de; FERREIRA, Maria Paula; FUSARO, Edgard Rodrigues; IOZZI, Fabíola Lana. Desigualdades regionais na saúde: mudanças observadas no Brasil de 2000 a 2016. pt. **Ciência & Saúde Coletiva**, ABRASCO - Associação Brasileira de Saúde Coletiva, v. 22, p. 1055–1064, 2017. ISSN 1413-8123, 1678-4561. DOI: <https://doi.org/10.1590/1413-81232017224.26862016>. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/csc/a/mnpHNBCXdptWTzt64rx5GSn/?lang=pt>. Acesso em: 4 maio 2026.
- ARRUDA, Natália Martins; MAIA, Alexandre Gori; ALVES, Luciana Correia. Desigualdade no acesso à saúde entre as áreas urbanas e rurais do Brasil: uma decomposição de fatores entre 1998 a 2008. pt. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 34, n. 6, jun. 2018. ISSN 1678-4464, 0102-311X. DOI: 10.1590/0102-311x00213816. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2018000605003&lng=pt&tlng=pt. Acesso em: 4 maio 2026.
- BARROS, Pedro Pita; MACHADO, Matilde P.; SANZ-DE-GALDEANO, Anna. Moral hazard and the demand for health services: A matching estimator approach. **Journal of Health Economics**, 2008. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2008.02.007. Disponível em: <https://sci-hub.box/10.1016/j.jhealeco.2008.02.007>. Acesso em: 4 maio 2026.
- BRASIL. **Constituição da República Federativa do Brasil de 1988**. [S. l.: s. n.], 1988. https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm. Acesso em: 12 maio 2026.
- CACHIONI, Meire; CIPOLLI, Gabriela Cabett; BORIM, Flávia Silva Arbex; BATISTONI, Samila Sathler Tavares; YASSUDA, Mônica Sanches; NERI, Anita Liberalesso; PAÚL, Constança. Factors Associated With Positive Self-Rated Health: Comparing Older Adults in Brazil and in Portugal. en. **Frontiers in Public Health**, v. 9, p. 650294, mar. 2021. ISSN 2296-2565. DOI: 10.3389/fpubh.2021.650294. Disponível em: <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpubh.2021.650294/full>. Acesso em: 4 maio 2026.
- CISLAGHI, Beniamino; CISLAGHI, Cesare. Self-rated health as a valid indicator for health-equity analyses: evidence from the Italian health interview survey. en. **BMC Public Health**, v. 19, n. 1, p. 533, dez. 2019. ISSN 1471-2458. DOI: 10.1186/s12889-019-6839-5. Disponível em: <https://bmcpublichealth.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12889-019-6839-5>. Acesso em: 4 maio 2026.
- CNES. **Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde**. [S. l.: s. n.]. Disponível em: <https://cnes.datasus.gov.br/>. Acesso em: 4 maio 2026.
- FIOCRUZ. **O que é PNS?** [S. l.: s. n.], 2021. <https://www.pns.icict.fiocruz.br/>. Acesso em: 20 maio 2022.
- GIOVANELLA, Ligia; MENDOZA-RUIZ, Adriana; PILAR, Aline de Carvalho Amand; ROSA, Matheus Cantanhêde da; MARTINS, Gabrieli Branco; SANTOS, Isabela Soares; SILVA, Danielle Barata; VIEIRA, Jean Mendes de Lucena; CASTRO, Valeria Cristina Gomes de; SILVA, Priscilla Oliveira da; MACHADO, Cristiani Vieira. Sistema universal de saúde e cobertura universal: desvendando pressupostos e estratégias. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 23, n. 6, p. 1763–1776, 2018. DOI: 10.1590/1413-81232018236.05562018.
- GOBI, José Rodrigo; PASCHOALINO, Pietro André Telatin; COSTA, Cássia Kely Favoretto; CUNHA, Marina Silva Da. FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE SAÚDE PARA O BRASIL: ANÁLISE PELO MODELO DE GROSSMAN. pt. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 50, n. 1, p. 85–100, maio 2019. ISSN 2357-9226, 0100-4956. DOI: 10.61673/ren.2019.726. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/revista/ren/article/view/726>. Acesso em: 4 maio 2026.
- GROSSMAN, Michael. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. en. **Journal of Political Economy**, 1972.
- GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Basic econometrics**. 5th ed. Boston: McGraw-Hill Irwin, 2009. ISBN 978-0-07-337577-9.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional de Saúde (PNS)**. [S. l.: s. n.], 2023. Acesso em: 04 mai. 2026. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/9160-pesquisa-nacional-de-saude.html>.

KASSOUF, Ana Lúcia. Acesso aos serviços de saúde nas áreas urbana e rural do Brasil. pt. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 1, p. 29–44, mar. 2005. ISSN 0103-2003. DOI: 10.1590/S0103-20032005000100002. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032005000100002&lng=pt&tlng=pt. Acesso em: 4 maio 2026.

MALTA, Deborah Carvalho; GOMES, Crizian Saar; PRATES, Elton Junio Sady; SANTOS, Fausto Pereira Dos; ALMEIDA, Wanessa Da Silva De; STOPA, Sheila Rizzato; PEREIRA, Cimar Azeredo; SZWARCOWALD, Célia Landmann. Analysis of demand and access to services in the last two weeks previous to the National Health Survey 2013 and 2019. en. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 24, suppl 2, e210002, 2021. ISSN 1980-5497, 1415-790X. DOI: 10.1590/1980-549720210002.supl.2. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-790X2021000300400&tlng=en. Acesso em: 4 maio 2026.

SILVA, Zilda Pereira Da; RIBEIRO, Manoel Carlos Sampaio De Almeida; BARATA, Rita Barradas; ALMEIDA, Marcia Furquim De. Perfil sociodemográfico e padrão de utilização dos serviços de saúde do Sistema Único de Saúde (SUS), 2003- 2008. pt. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 16, n. 9, p. 3807–3816, set. 2011. ISSN 1413-8123. DOI: 10.1590/S1413-81232011001000016. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-81232011001000016&lng=pt&tlng=pt. Acesso em: 4 maio 2026.

SOUSA, Jailson Lopes De; ALENCAR, Gizelton Pereira; ANTUNES, José Leopoldo Ferreira; SILVA, Zilda Pereira Da. Marcadores de desigualdade na autoavaliação da saúde de adultos no Brasil, segundo o sexo. pt. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 36, n. 5, e00230318, 2020. ISSN 1678-4464, 0102-311X. DOI: 10.1590/0102-311x00230318. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2020000505011&tlng=pt. Acesso em: 4 maio 2026.

SOUSA, R. P.; FILHO, J. S. Determinantes do estado de saúde na Região Nordeste: uma análise em painel baseada no modelo de Grossman. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, n. 2, p. 225–246, 2008.

STOPA, Sheila Rizzato; MALTA, Deborah Carvalho; MONTEIRO, Camila Nascimento; SZWARCOWALD, Célia Landmann; GOLDBAUM, Moisés; CESAR, Chester Luiz Galvão. Use of and access to health services in Brazil, 2013 National Health Survey. en. **Revista de Saúde Pública**, v. 51, suppl 1, 2017. ISSN 0034-8910. DOI: 10.1590/s1518-8787.2017051000074. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-89102017000200308&lng=en&tlng=en. Acesso em: 4 maio 2026.

SZWARCOWALD, Célia Landmann; LEAL, Maria Do Carmo; GOUVEIA, Giselle Campozana; SOUZA, Wayner Vieira De. Desigualdades socioeconômicas em saúde no Brasil: resultados da Pesquisa Mundial de Saúde, 2003. pt. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, v. 5, suppl 1, s11–s22, dez. 2005. ISSN 1519-3829. DOI: 10.1590/S1519-38292005000500002. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1519-38292005000500002&lng=pt&tlng=pt. Acesso em: 4 maio 2026.

SZWARCOWALD, Célia Landmann; STOPA, Sheila Rizzato; DAMACENA, Giseli Nogueira; ALMEIDA, Wanessa Da Silva De; SOUZA JÚNIOR, Paulo Roberto Borges De; VIEIRA, Maria Lúcia França Pontes; PEREIRA, Cimar Azeredo; SARDINHA, Luciana Monteiro Vasconcelos; MACÁRIO, Eduardo Marques. Mudanças no padrão de utilização de serviços de saúde no Brasil entre 2013 e 2019. pt. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 26, suppl 1, p. 2515–2528, jun. 2021. ISSN 1678-4561, 1413-8123. DOI:

10.1590/1413-81232021266.1.43482020. Disponível em:
http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-81232021001502515&tlng=pt.
Acesso em: 4 maio 2026.

ZWEIFEL, Peter; BREYER, Friedrich; KIFMANN, Mathias. **Health Economics**. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 2009. ISBN 978-3-540-27804-7 978-3-540-68540-1. DOI: 10.1007/978-3-540-68540-1. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/978-3-540-68540-1>. Acesso em: 4 maio 2026.