

DISPARIDADES REGIONAIS NO ACESSO AOS PLANOS DE SAÚDE NO BRASIL

Ubiravam Arão de Farias¹
Aline Oliveira Silva²
Marcus Vinícius Amaral e Silva³
Danyella Juliana Martins de Brito⁴

Área 12 – Desigualdade e pobreza e exclusão social

RESUMO

O presente estudo investiga os determinantes sociais, econômicos e de saúde no acesso aos planos de saúde no Brasil, com ênfase nas disparidades regionais. A premissa subjacente à aplicação empírica é a de que o acesso à saúde suplementar é fortemente condicionado por desigualdades estruturais de renda, escolaridade, localização e raça. A partir dos microdados individuais da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2019, e de informações complementares em nível estadual, aplicam-se modelos hierárquicos (multiníveis) para mensurar os efeitos individuais e contextuais sobre a probabilidade de possuir plano de saúde. Os resultados evidenciam significativas disparidades no acesso, com vantagens concentradas em grupos com maior capital socioeconômico, residentes em áreas urbanas e regiões mais desenvolvidas. O estudo contribui ao incorporar os aspectos regionais e ao oferecer evidências empíricas que podem subsidiar políticas públicas mais equitativas de acesso à saúde privada.

Palavras-chaves: Acesso à saúde; Desigualdades regionais; Modelo multinível.

ABSTRACT

This study investigates the social, economic, and health determinants of access to private health insurance in Brazil, with an emphasis on regional disparities. The underlying premise of the empirical analysis is that access to supplemental health care is strongly shaped by structural inequalities related to income, education, location, and race. Using individual microdata from the 2019 National Health Survey (PNS), along with complementary state-level information, we apply hierarchical (multilevel) models to measure both individual and contextual effects on the likelihood of having private health insurance. The results reveal significant disparities in access, with advantages concentrated among groups with higher socioeconomic capital, living in urban areas and more developed regions. This study contributes by incorporating regional aspects and providing empirical evidence that can inform more equitable public policies for access to private health care.

Keywords: Access to healthcare; Regional disparities; Multilevel modeling.

JEL: I13, I14, C35.

¹ Mestrando em Economia no PPGEcon/UFPE, CAA. Graduado em Ciências Econômicas na UFPE-CAA. Email: ubiravam.araofarias@ufpe.br

² Mestranda em Economia no PPGEcon/UFPE, CAA. Graduada em Ciências Econômicas na UFPE-CAA. Email: aline.osilva2@ufpe.br

³ Doutor em Economia pelo PPGE/UFJF. Professor do PPGECON/UFPE, CAA. E-mail: marcus.silva@ufpe.br

⁴ Doutora em Economia pelo CEDEPLAR-UFMG. Professora do PPGECON/UFPE, CAA. E-mail: danyella.brito@ufpe.br

1 INTRODUÇÃO

As disparidades regionais permeiam o Brasil por décadas, estas podem ser observadas na estrutura socioeconômica, que reflete diretamente na qualidade de vida dos indivíduos, em suas vivências e consumo (Campos; Estanislau, 2009). Nesse contexto, é comum que regiões menos desenvolvidas apresentem menores renda, escolaridade e índice de desenvolvimento humano (IDH) comparativamente às regiões mais desenvolvidas, além de problemas estruturais, como desigualdades no acesso à água encanada, esgoto e coleta de resíduos adequada. Entre os elementos essenciais para atender às necessidades básicas estão os serviços públicos de saúde. No entanto, o acesso desigual e excludente aos serviços de saúde é uma característica marcante no Brasil (Piola; Jorge, 2005; Gadelha *et al.*, 2011; Albuquerque *et al.*, 2017).

Essas desigualdades no acesso à saúde podem ser percebidas nas grandes regiões do país. Os indivíduos que procuraram algum atendimento médico, em 2019, foram 80,6% no Sudeste, 77,7% no Sul, 73,7% no Centro-oeste, 71,9% no Nordeste e 68,0% no Norte (PNS, 2021). Ou seja, os indivíduos das regiões Centro-Sul (Centro-Oeste, Sudeste e Sul) apresentam uma maior demanda pelos serviços de saúde, enquanto os do Norte-Nordeste têm uma demanda menor. É possível que tais informações sobre a demanda sejam reflexos do acesso desigual da população aos serviços de saúde. Pelo lado da oferta, a distribuição dos estabelecimentos do Sistema Único de Saúde (SUS) também reflete uma acentuada desigualdade regional. Conforme dados de 2019, do total de 345.017 estabelecimentos, a região Sudeste abrigava quase metade (47%). Em contraste, as regiões Norte e Centro-Oeste somavam apenas 5% e 7%, respectivamente. Já as regiões Sul e Nordeste apresentavam 21% e 20% dos estabelecimentos (Brasil, 2019).

O SUS, apesar de ser um dos maiores sistemas públicos de saúde do mundo, enfrenta desafios estruturais significativos, principalmente voltados a oferta do serviço nas áreas rurais, com maiores indícios de desigualdades, um reflexo da dificuldade dos estados em cobrir de forma integral as demandas nestas regiões mais distantes (Travassos; Viacava, 2007; Arruda; Maia; Alves, 2018). A crescente demanda por atendimentos, combinada com recursos limitados, tem sobrecarregado muitas unidades de saúde, especialmente em regiões mais vulneráveis. Essa realidade tem gerado um cenário de superlotação e dificuldades no acesso eficiente aos serviços básicos de saúde, frente a crises econômicas que impactam não apenas a cobertura da saúde pública, mas também da saúde suplementar (Costa *et al.*, 2022).

Mediante as condições de superlotação do Sistema Público de Saúde e a necessidade de oferta deste serviço público à população brasileira, seja a nível nacional, estadual ou municipal, a população segue refém da contratualização dos serviços de um plano de saúde. Alguns fatores influenciam na decisão de incorporar esta despesa ao orçamento familiar. Considerando que a adesão aos planos não ocorre de forma homogênea no país, o presente estudo se dedica a analisar o fenômeno sob uma ótica regionalizada. O objetivo da pesquisa é, portanto, investigar a distribuição geográfica da cobertura dos planos de saúde no Brasil, a fim de compreender as acentuadas disparidades regionais e analisar possíveis determinantes desse acesso.

Embora o tema seja discutido na literatura, as abordagens existentes apresentam limitações. Parte dos trabalhos se concentram em análises estatísticas descritivas (Malta *et al.*, 2017), ou na diferenciação na distribuição dos serviços de saúde a partir do fator socioeconômico (Andrade *et al.*, 2013; Politi, 2014). Outros estudos aplicam modelos de regressão, mas, de forma geral, não incorporam a estrutura hierarquizada dos dados (Andrade; Maia, 2006; Andrade *et al.*, 2013; Politi, 2014; Costa Filho *et al.*, 2020). Por fim, alguns estudos restringem seu foco a grupos demográficos específicos, como idosos (Travassos; Viacava, 2007; Moura *et al.*, 2023) ou adolescentes (Silva *et al.*, 2019).

Nesse contexto, o presente trabalho avança na literatura ao investigar os determinantes do acesso a planos de saúde por meio de uma análise de econometria com um modelo multinível que, assim, considera características de grupo (estados). A pesquisa busca, assim, analisar explicitamente a possível correlação entre a taxa de cobertura dos planos e um conjunto de variáveis sociais, econômicas e de qualidade de vida, modelando a interação entre as diferentes localidades.

A estrutura do artigo é composta por quatro seções além desta introdução. Na próxima seção é realizada uma breve discussão da literatura. A seção subsequente engloba uma descrição detalhada da metodologia utilizada. A seção quatro apresenta os resultados e discussões, com um panorama da distribuição dos planos de saúde e os resultados do modelo multinível. Por fim, a última seção discute as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Desigualdades no Acesso à Saúde no Brasil: Evidências Empíricas

As desigualdades no acesso aos serviços de saúde no Brasil são o reflexo de um processo histórico de desenvolvimento desigual entre os territórios e de limitações na alocação eficiente de recursos públicos. Determinantes como renda, escolaridade, inserção no mercado de trabalho e localização geográfica condicionam fortemente a possibilidade de uma pessoa obter atendimento oportuno e de qualidade. Além disso, fatores como urbanização acelerada, crescimento populacional e deficiências na gestão pública contribuem para acentuar essas disparidades, impactando especialmente grupos sociais em situação de maior vulnerabilidade.

É interessante trazer que muito da literatura científica existente analisa a distribuição dos serviços de saúde de forma geral, considerando os setores público e privado e a evolução da concentração e acesso desse serviço pela população, como nos estudos de Politi (2014), Andrade *et al.* (2013), Silva *et al.* (2019). A literatura tem apontado, com base em dados empíricos, que essas assimetrias comprometem a efetividade do direito constitucional à saúde, tornando-o mais acessível ou não para a população.

A literatura empírica sobre o tema aponta para um cenário complexo de desigualdades no acesso à saúde. A partir de dados da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio (PNAD) e um modelo de regressão logística, Travassos, Oliveira e Viacava (2006) investigaram os determinantes do uso de serviços de saúde (públicos e privados) por crianças e adultos nos anos de 1998 e 2003. Os resultados apontaram que, embora a desigualdade de acesso tenha diminuído no período analisado, persistiam fortes disparidades regionais, com menor acesso na região Norte em comparação com Sul e Sudeste. Entre as características que mostram indivíduos que mais utilizaram serviços de saúde estão: renda mais elevada e maior escolaridade. Nesse contexto, os planos de saúde mostraram aumentar o acesso a serviços de saúde, contudo, reforçam as desigualdades sociais e regionais.

Ao analisarem o mesmo período, 1998 e 2008, Andrade *et al.* (2013) estudaram a concentração de serviços de saúde a partir de um índice de concentração socioeconômico e estimação via mínimos quadrados ordinários com dados da PNAD. Os resultados do estudo confirmaram a tendência de redução da desigualdade no acesso a saúde durante a década. No entanto, os autores identificaram que barreiras específicas ao acesso a serviços de saúde persistiam, agrupando-as em duas categorias principais: problemas de oferta no setor público (como falta de médicos, demora no atendimento e dificuldade de marcação) e a restrição financeira para acessar o setor privado.

Politi (2014) investigou a desigualdade socioeconômica no acesso aos serviços de saúde no Brasil, utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2008⁵. Por meio de um modelo de *probit* e da construção de um índice de concentração a partir da classificação socioeconômica do indivíduo, o autor identificou um padrão de acesso à saúde concentrado nos estratos de maior renda (pró-ricos). Segundo Politi (2014), essa concentração é impulsionada pela posse de planos de saúde suplementares, enquanto o Programa Saúde da Família (PSF) atua como um importante mecanismo equalizador, atenuando essa disparidade. Adicionalmente, e em linha com os achados de Andrade *et al.* (2013), o autor também aponta a demora no atendimento no sistema público como uma barreira de acesso relevante.

Quanto a questão regional, o estudo de Andrade *et al.* (2013) quantifica essa disparidade. Considerando dados para 2008 da PNAD, os autores apontam que, entre os indivíduos sem plano de saúde, as regiões Norte e Nordeste registraram os maiores percentuais de problemas de acesso à saúde (5,09% e 5,68%, respectivamente), taxas acima da média nacional (3,97%).

Diante desse cenário de desigualdades, em regiões com menor desenvolvimento socioeconômico, políticas públicas direcionadas a saúde são extremamente relevantes para reduzir as disparidades de acesso (Silva *et al.*, 2019). Em contraste, para os beneficiários de planos de saúde, a proporção de problemas de acesso é reduzida, até mesmo pelos altos investimentos privados e locais que são contemplados com o serviço de saúde suplementar.

Ainda assim, o padrão geográfico da desigualdade se mantém, com Norte e Nordeste ainda apresentando as maiores dificuldades relativas. Essa vulnerabilidade regional pode ser associada a disparidades históricas nos investimentos públicos, como aponta Kilsztajn *et al.* (2001) para o ano de 2000, onde o gasto público per capita em saúde no Centro-Sul (R\$ 142,04) era superior ao do Norte-Nordeste (R\$ 87,81). Ou seja, embora regiões com maior cobertura de planos de saúde possuam maior acesso aos serviços, ainda existe uma disparidade na distribuição dos recursos públicos de saúde. A maior cobertura de planos de saúde em determinadas regiões não elimina as desigualdades na alocação dos recursos públicos, que seguem concentrados nas áreas mais desenvolvidas.

A literatura também investiga como as desigualdades de acesso se manifestam em grupos demográficos específicos. Silva *et al.* (2019) estudaram essa concentração para adolescentes, a partir de um modelo de regressão de Poisson com dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2019. Os resultados evidenciaram uma disparidade regional, onde a procura por serviços de saúde no Sul e Sudeste foi 30% superior à da região Norte. Essas regiões com maior procura pelos serviços também são as regiões com maior cobertura de planos de saúde. Adicionalmente, os adolescentes que mais procuraram serviços de saúde possuem algumas características: tem plano de saúde, residentes da área urbana, do sexo feminino, brancos e com maior renda.

De forma análoga, Moura *et al.* (2023) analisaram o acesso aos serviços de saúde para outra faixa etária, a população idosa no estado de São Paulo e encontraram desigualdades vinculadas a fatores raciais, de renda e de escolaridade. Os resultados evidenciam que pretos e pardos possuem menor escolaridade, menor renda, maior dependência do SUS e menos acesso a planos de saúde privados, além de uma autoavaliação de saúde pior do que os idosos que se declararam brancos.

O cenário de desigualdades no Brasil é marcado por uma complexa interdependência entre os setores público e privado. Por um lado, como destacam Viacava *et al.* (2018), o setor privado atua de forma complementar ao SUS, sendo frequentemente contratado para suprir a oferta de serviços que o sistema público não consegue prover em determinadas localidades. Por outro lado, Ocké-Reis, Andreazzi e Silveira (2006) apontam uma crítica a essa relação,

⁵ A PNAD desse ano tem um anexo específico para perguntas relacionadas à saúde, o que explica certo volume de estudos na área utilizando esses dados.

argumentando que o próprio Estado subsidia o setor privado por meio de isenções fiscais e outros incentivos que poderiam ser direcionados ao fortalecimento do sistema público.

Enquanto persistem profundas desigualdades socioeconômicas e regionais no acesso à saúde (Andrade *et al.*, 2013); por outro lado, a literatura aponta uma melhora nos indicadores gerais de acesso em períodos recentes (OPAS, 2018). Parte dessa evolução pode ser atribuída à expansão da oferta de recursos no sistema de saúde brasileiro. No que tange ao capital humano, a proporção de médicos por mil habitantes, por exemplo, cresceu de 0,94 em 1980 para 2,15 em 2017 (Viacava *et al.*, 2018). De forma similar, o capital físico também demonstrou um aumento de disponibilidade. É possível observar elevação no quantitativo de estabelecimentos públicos e privados, como postos, centro de saúde, clínicas especializadas, ambulatórios, hospitais, leitos, dentre outros (Machado, 2012; Viacava *et al.*, 2018).

2.2 O Mercado de Saúde Suplementar: Caracterização e Distribuição Geográfica

Os planos de saúde se colocam como uma alternativa para a seguridade dos indivíduos, que, em meio a um cenário de incertezas com problemas de saúde, optam por pagarem um valor para que possam usar determinados serviços, se precisarem, sem depender das filas do sistema público. Mas esta decisão também pode estar condicionada a percepção do cliente sobre a qualidade do serviço. Nesse sentido, os planos suplementares se caracterizam como uma demanda potencialmente inelástica ao preço num mercado de concorrência imperfeita. A saúde é um bem essencial e, mediante o cenário de informação assimétrica, onde um possível cliente poderia omitir que tem alguma condição/doença, são utilizadas cláusulas extensas e detalhadas dos planos, sobre a cobertura do que se está contratando, uma forma de limitação de riscos aos gastos elevados e imprevistos (Ocké-Reis; Andreazzi; Silveira, 2006).

Além dos planos individuais, cuja contratação é de responsabilidade da pessoa física, uma parcela significativa do mercado é composta por planos coletivos. A Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) categoriza os planos de saúde em três tipos: (1) plano individual ou familiar, cujo custo é totalmente arcado pelo beneficiário; (2) plano coletivo sem patrocinador, contratado por uma pessoa jurídica para seus integrantes; e (3) plano coletivo com patrocinador, em que o contratante pessoa jurídica cobre total ou parcialmente os custos (Andrade; Maia, 2006).

A cobertura dos planos de saúde, em dois anos distintos, 1998 e 2003, abarcava cerca de 25% da população brasileira, com predominância feminina (54%), estas são também as que apresentaram maior gasto médio se comparado aos homens, com exceção de faixas etárias elevadas, onde os indivíduos do sexo masculino superam os gastos das mulheres nesse setor. Com relação à idade, não houve uma concentração evidente, entretanto, percebe-se um aumento na cobertura após os 30 anos, associado a planos coletivos. Como já evidenciado, há uma correlação positiva entre a renda e a cobertura de planos (Santos; Ugá, 2008), e também no setor formal, onde 50% dos empregados com carteira, militares e funcionários públicos possuem algum tipo de plano suplementar (Andrade; Maia, 2006).

Um panorama mais recente, analisado por Souza Júnior *et al.* (2021) para o período de 2013 a 2019, mostra que, apesar de um modesto crescimento na cobertura dos planos de saúde, o padrão de desigualdade permaneceu acentuado. A posse de planos de saúde continuou concentrada em regiões mais ricas e urbanizadas, especialmente no Sudeste e Sul, e entre indivíduos com maior renda e nível de escolaridade. Em contrapartida, pessoas de baixa renda, especialmente as que residem em áreas mais periféricas ou no interior, seguiram com menor acesso a planos de saúde, refletindo a persistência das desigualdades socioeconômicas. De acordo com Souza Júnior *et al.* (2021), a expansão da Estratégia de Saúde da Família (ESF) em áreas mais carentes pode ter contribuído para a redução da demanda por planos privados, mas o Sistema Único de Saúde (SUS) continua sendo fundamental para a população de baixa renda.

Essa análise evidencia uma significativa disparidade regional no acesso a planos de saúde, com maior concentração em regiões mais desenvolvidas economicamente, como o Sudeste.

A literatura frequentemente distingue dois conjuntos de determinantes para a escolha por um plano de saúde. O primeiro são os "fatores de necessidade", que incluem a percepção do estado de saúde, a presença de doenças crônicas ou a incapacidade para atividades habituais (Arruda, 2018). O segundo são os "fatores de capacitação", que se referem às condições socioeconômicas que permitem a contratação do serviço, como nível de renda e situação de emprego formal (Travasso; Viacava, 2007). Fatores como o baixo poder aquisitivo ou o desemprego, portanto, atuam como barreiras diretas ao acesso à saúde privada.

Além desses determinantes, a conjuntura econômica e as características dos próprios planos impõem barreiras ao acesso. Souza Júnior *et al.* (2021) aponta que o aumento nos preços e o crescimento do desemprego afetam a acessibilidade, especialmente para trabalhadores informais. O autor destaca um ponto relevante: mesmo entre os beneficiários, a cobertura é frequentemente incompleta, levando a uma dependência contínua do SUS para serviços de maior complexidade. Um reflexo disso, segundo o estudo, é a procura por planos exclusivamente odontológicos por populações de menor renda, que buscam no setor privado um serviço com acesso historicamente restrito no sistema público.

As desigualdades na cobertura suplementar espelham um problema estrutural na distribuição de recursos de saúde no país. Kilsztajn *et al.* (2001) evidenciou um "círculo vicioso", no qual as regiões com menor acesso, como Norte e Nordeste, também sofriam com menor número de médicos, profissionais e infraestrutura de saúde, perpetuando a carência de serviços tanto públicos quanto privados. Essa carência de infraestrutura privada é particularmente acentuada em regiões rurais. Nesses locais, a posse de um plano de saúde pode funcionar como um forte marcador de renda, uma vez que a ausência de prestadores de serviço exige deslocamento para a sua utilização, algo mais acessível à elite proprietária (Silva *et al.*, 2019).

Fatores conjunturais, como crises econômicas, podem intensificar essas disparidades estruturais. Costa *et al.* (2022), ao analisarem a crise brasileira no período de 2011 a 2019, observaram uma correlação entre a recessão econômica e a redução de investimentos na saúde pública. Os dados revelam uma perda expressiva de leitos na rede SUS, enquanto a rede hospitalar privada demonstrou maior estabilidade, sugerindo que as crises podem afetar desproporcionalmente o setor público e alterar a dinâmica da oferta de serviços no país. Costa *et al.* (2022) retratam a oferta e produção de serviços de saúde no Brasil no período crítico, em que houve uma perda de 35.080 leitos da rede SUS antes da crise, e mais 4.733 a partir da crise, entretanto, na rede hospitalar ligadas aos planos de saúde se constatou certa estabilidade para o mesmo período.

Em síntese, a literatura desenha um quadro complexo do mercado de saúde suplementar no Brasil. Por um lado, ele surge como uma alternativa à sobrecarga do sistema público e sua expansão acompanha o aumento de recursos na saúde; por outro, sua distribuição é marcadamente desigual, espelhando e, por vezes, aprofundando as disparidades socioeconômicas e regionais do país.

Embora diversos estudos documentem as desigualdades geográficas no acesso à saúde, a análise das variações regionais de forma estruturada permanece pouco explorada. Assim, o presente trabalho busca preencher essa lacuna, aplicando um modelo multinível para investigar possíveis determinantes da cobertura de planos de saúde no território brasileiro, considerando algumas variáveis que trazem uma perspectiva estadual.

3 METODOLOGIA

A análise empírica tem por base a estimação de um modelo logit multinível, dada a natureza binária da variável dependente. A aplicação do modelo logit com propósito análogo foi utilizada por Andrade e Maia (2006). A modelagem multinível, por sua vez, possibilita estimar a influência exercida por cada nível hierárquico sobre a variável dependente (Duncan; Jones, 2000; Raudenbush; Bryk, 2002). Assim, a análise logit multinível baseia-se em Olivieri e Fageda (2021), Brito, Silva e Rossi (2021) e Santos (2024), que consideram no primeiro nível os aspectos individuais e, no segundo nível, a unidade geográfica de residência.

3.1 Base de Dados

A modelagem multinível permite capturar as relações entre as variáveis individuais e contextuais, ajustando para a dependência dos dados dentro dos estados. No nível 1, o modelo examina como as características individuais se relacionam com a probabilidade de um indivíduo ter plano de saúde. No nível 2, considera-se como as diferenças entre os estados (como disparidades regionais ou investimentos em saúde) estão relacionados a essa probabilidade. A inclusão de efeitos aleatórios permite que as relações entre as variáveis individuais e a posse de plano de saúde variem entre os estados, refletindo as especificidades locais.

A adoção do modelo multinível, parte da necessidade de implementar um modelo em que os fatores explicativos podem se originar de diferentes níveis de análise (Puente-Palacios, Laros, 2009). Ao aplicar esse tipo de modelo para estudar o comportamento de indivíduos no acesso à saúde suplementar, como as características sociodemográficas (gênero, idade), assim como nível de renda e escolaridade torna-se evidente que uma compreensão mais precisa será alcançada ao considerar os efeitos distintos das variáveis relacionadas aos indivíduos, assim como fatores sociais e econômicos no âmbito espacial a níveis que podem ser levantados sobre características estaduais.

Portanto, assume-se como variável dependente o “acesso” ao plano de saúde, as demais variáveis a serem testadas, ou seja, variáveis preditoras, estarão vinculadas a fatores na tomada de decisão do indivíduo, classificadas como, fatores predisponentes e fatores capacitantes. As variáveis classificadas como fatores predisponentes criam a motivação inicial para contratar o plano de saúde, enquanto que, as classificadas como fatores capacitantes determinam se a pessoa consegue transformar essa motivação em ação, conforme Travasso e Viacava (2007) e Arruda (2018). O Quadro 1 apresenta detalhadamente as variáveis utilizadas na pesquisa.

Quadro 1 – Variáveis do Modelo

Variável	Código variável	Descrição	Fator	Fonte bibliográfica
planomed	I00102	1 – Se o indivíduo declara possuir algum plano de saúde médico particular, de empresa ou órgão público; 0 – caso contrário	-	Andrade <i>et al.</i> (2013); Politi (2014); Silva <i>et al.</i> (2019); Pietrobon; Prado e Caetano (2023)
Nível 1 (indivíduo)				
Características Demográficas				
urbano	V0026	1 – Setor censitário urbano; 0 – caso contrário	Predisponente	Travassos; Viacava (2007); Silva <i>et al.</i> (2019)
tarea	V0031	1 – Área urbana da Capital; 2 - Resto da RM; 3 – RIDE; 4 - Resto da UF	Predisponente	Pinto; Soranz (2004); Travassos; Viacava (2007); Silva <i>et al.</i>

				(2019); Souza Júnior <i>et al.</i> (2021)
sexo	C006	0 – Se o indivíduo se declara do sexo masculino; 1 – se o indivíduo se declara do sexo feminino	Predisponente	Silva <i>et al.</i> (2019)
faixa_idade	C008	1 - 15 a 24 anos; 2 - 25 a 34 anos; 3 - 35 a 44 anos; 4 -45 a 59 anos; 5 - 60 anos ou mais	Predisponente	Becker (2007); Silva <i>et al.</i> (2019); Moura <i>et al.</i> (2023)
raca	C009	1 – Branca; 2 – Preta; 3 – Parda.	Predisponente	Pinto; Soranz (2004); Silva <i>et al.</i> (2019); Moura <i>et al.</i> (2023)
Características Socioeconômicas				
feduc	D00901	1 - Sem instrução e fundamental incompleto; 2 - Fundamental completo e médio incompleto; 3 – Médio completo e superior incompleto; 4 - Superior completo	Predisponente	Andrade <i>et al.</i> ; (2013) e Politi (2014)
rend_per_capita	VDF004	1 - Até 1/2 SM per capita; 2 - 1/2 até 1 SM; 3 - 1 até 2 SMs; 4 - 2 até 3 SMs; 5 - Mais de 3 SMs	Capacitante	Andrade <i>et al.</i> ; (2013) e Politi (2014)
Condições de Saúde (comorbidades)				
com_core	Q06306	1 – sim; 0 – caso contrário	Predisponente	Ocké-Reis; Andreazzi; Silveira (2006); Bleakley (2010); Arruda (2018)
com_resp	Q074	1 – sim; 0 – caso contrário	Predisponente	
com_dep	Q092	1 – sim; 0 – caso contrário	Predisponente	
com_pulm	Q11604	1 – sim; 0 – caso contrário	Predisponente	
com_ca	Q120	1 – sim; 0 – caso contrário	Predisponente	
com_cron	Q128	1 – sim; 0 – caso contrário	Predisponente	
Nível 2 (estadual)				
prop_med_part		Razão entre o número de médicos que atendem exclusivamente particular no estado e o total de médicos no estado. Fonte: CNES (2019)	Capacitante	Kilsztajn <i>et al.</i> (2001); Machado; (2012); Viacava <i>et al.</i> (2018)
txenvelh		Razão entre a população de 65 anos ou mais de idade e a população total multiplicado por 100. Fonte: Atlas Brasil (2019)	Predisponente	Andrade <i>et al.</i> ; (2013); Politi (2014); Moura <i>et al.</i> ; (2023)
gini		Índice de Gini Fonte: Atlas Brasil (2019)	Predisponente	Kilsztajn <i>et al.</i> (2001); Souza Júnior <i>et al.</i> (2021)
estabsus_hab		Quantidade geral de estabelecimentos públicos de saúde por habitante no estado Fonte: CNES (2019); Atlas Brasil (2019).	Capacitante	Machado (2012); Andrade <i>et al.</i> (2013); Politi, (2014); Viacava <i>et al.</i> (2018); Silva <i>et al.</i> (2019)

Fonte: Elaboração própria (2025).

Importante destacar interesse nestas variáveis mencionadas acima, por sua influência quanto ao *trade-off* individual, entre escolher pagar um prêmio para utilização dos serviços na

saúde suplementar ou depender apenas dos serviços de saúde pública. Desta forma, as variáveis no nível 1, tem sua importância na literatura e, em diversos estudos já realizados, com indícios de sua influência direta no acesso a serviços de saúde, como a renda, escolaridade, raça, zona (urbana ou rural), tipo de vínculo empregatício, além de algumas variáveis com características específicas ao plano de saúde e seu uso, como por exemplo o processo de cobertura do plano, que se refere aos planos no âmbito ambulatorial, com apartamento, com ou sem internação ou completo.

No nível 2 parte-se para um contexto mais amplo, ou seja, grupos ou unidades maiores representando a contextualização em que as unidades do nível 1 estão inseridas, no atual trabalho os grupos são as unidades federativas. Desta forma, cada grupo do nível 2 pode ter características próprias que afetam as unidades do nível 1 (indivíduos) de forma semelhante. As características estaduais procuram demonstrar de que maneira os atributos da estrutura local influenciam na probabilidade do maior acesso à saúde suplementar.

A Tabela 1 apresenta um panorama inicial sobre os perfis familiares e aspectos econômicos, sociais e de saúde dos indivíduos analisados, com base em estatísticas descritivas das variáveis dependentes. Esses dados, como médias, desvios padrão e número de casos, ajudam a contextualizar a diversidade observada na amostra. Observa-se que apenas 22% dos entrevistados possuem plano de saúde, o que evidencia a forte dependência do SUS como principal provedor de atenção à saúde para a maioria da população brasileira.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

	Obs	Média	Desvio-padrão	Min	Max
Plano de saúde médico	174.777	0,2209	0,4149	0	1
Feminino	174.777	0,5250	0,4994	0	1
Branco	174.777	0,3719	0,4833	0	1
Preto	174.777	0,1096	0,3123	0	1
Pardo	174.777	0,5185	0,4997	0	1
15 a 24 anos	174.777	0,1233	0,3288	0	1
25 a 34 anos	174.777	0,1948	0,3961	0	1
35 a 44 anos	174.777	0,2118	0,4086	0	1
45 a 59 anos	174.777	0,2684	0,4431	0	1
60 anos ou mais	174.777	0,2016	0,4012	0	1
Sem instrução e fundamental incompleto	174.777	0,0291	0,1682	0	1
Fundamental completo e médio incompleto	174.777	0,4032	0,4905	0	1
Médio completo e superior incompleto	174.777	0,3872	0,4871	0	1
Superior completo	174.777	0,1804	0,3845	0	1
Até 1/2 salário mínimo per capita	174.777	0,2694	0,4436	0	1
1/2 até 1 salário mínimo per capita	174.777	0,2960	0,4565	0	1
1 até 2 salários mínimos per capita	174.777	0,2502	0,4331	0	1
2 até 3 salários mínimos per capita	174.777	0,0800	0,2712	0	1
Mais de 3 salários mínimos per capita	174.777	0,1045	0,3059	0	1
Zona urbana	174.777	0,7742	0,4181	0	1
Capital	174.777	0,3684	0,4824	0	1
Resto da RM	174.777	0,1527	0,3597	0	1
RIDE	174.777	0,0089	0,0940	0	1
Resto da UF	174.777	0,4700	0,4991	0	1
Comorbidade cardiovascular	174.777	0,0232	0,1504	0	1
Comorbidade respiratória	174.777	0,0209	0,1431	0	1

Comorbidade Depressão	174.777	0,0412	0,1987	0	1
Comorbidade pulmonar	174.777	0,0061	0,0778	0	1
Comorbidade Câncer	174.777	0,0118	0,1078	0	1
Comorbidade Doença crônica	174.777	0,0352	0,1842	0	1

Fonte: elaboração própria (2025).

Entre os indivíduos com acesso a plano, há uma maior proporção de mulheres 52%, o que sugere possíveis diferenças de comportamento em relação à busca por proteção privada. No que diz respeito à raça, a maioria da amostra se declara parda 51,8%, seguida por branca 37,1% e preta 10,9%, refletindo a distribuição racial da população brasileira.

Quanto à distribuição etária, observa-se que a maioria dos indivíduos se encontra nas faixas de 45 a 59 anos 26,8%, seguida pelos grupos de 35 a 44 anos 21,2% e 60 anos ou mais 20,1%. Jovens de 15 a 24 anos representam a menor proporção da amostra 12,3%. Essa concentração em faixas etárias economicamente ativas ou de maior risco de adoecimento pode indicar maior propensão à busca por planos de saúde, seja por maior capacidade de pagamento ou por necessidade percebida.

A variável de renda per capita mostra que cerca de 57% da amostra possuem renda de até dois salários mínimos, o que indica restrições econômicas importantes que limitam o acesso a serviços privados de saúde. Já no recorte territorial, verifica-se que 77,4% residem em áreas urbanas, sendo 36,9% localizados em capitais, enquanto uma pequena parcela vive nas Regiões Integradas de Desenvolvimento (RIDE).

No tocante às comorbidades, a prevalência de condições crônicas é baixa na amostra. Apenas 2,3% apresentam problemas cardiovasculares, 2% doenças respiratórias, e 4,1% relataram depressão. Esses números, ainda que modestos, reforçam a importância da cobertura assistencial, especialmente para populações vulneráveis.

Em síntese, os dados revelam um cenário de acesso limitado aos planos de saúde, fortemente condicionado por fatores socioeconômicos como renda, escolaridade e local de residência, e reforçam a pertinência de investigar as disparidades regionais associadas a esse acesso no Brasil.

3.2 Método

O modelo multinível pode ser representado por etapa na abordagem hierárquica (Almeida, 2012). Neste caso, tem-se inicialmente o modelo hierárquico nulo (ou modelo vazio), assim, em uma análise multinível é o modelo inicial que não inclui variáveis explicativas (independentes), que é usado para avaliar como a variância total do desfecho (variável dependente) está distribuída entre os níveis hierárquicos.

Deste modo, o objetivo é identificar se há uma variância significativa entre os grupos (a proporção de vidas com acesso à saúde suplementar à nível estadual, etc.). Isso é feito analisando o Coeficiente de Correlação Intraclasse (ICC), que indica a proporção da variância total atribuída a diferenças entre grupos. Abaixo, tem-se a equação geral do nível individual:

$$y_{ij} = \beta_{oj} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Os índices i e j denotam o nível do indivíduo e o nível do grupo, respectivamente e o termo β_{oj} , é o intercepto do grupo, por isso, o subscrito j , e o termo aleatório ε_{ij} representa o desvio do indivíduo i em relação à média do grupo j .

O modelo hierárquico apresentado a seguir considera a inclusão de variáveis independentes medidas no primeiro nível, relacionadas ao indivíduo. Entretanto, no segundo nível, nenhuma variável independente será especificada. Como exemplo, será considerada apenas uma variável independente. No modelo do primeiro nível ainda não é possível

incorporar componentes que tratem da dependência espacial, será possível visualizar esta dependência espacial no segundo nível. Assim, a equação 1 pode ser reescrita como:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

$$\beta_{0j} = \mu_{00} + U_{0j} \quad (3)$$

$$\beta_{1j} = \mu_{10} \quad (4)$$

Portanto, o modelo multinível completo pode ser escrito como:

$$y_{ij} = \mu_{00} + \mu_{10}X_{1ij} + U_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

Considerando, ainda, que a variabilidade no segundo nível está associada ao intercepto, a variação do intercepto para cada região j é descrita por um componente fixo μ_{00} e uma componente aleatória U_{0j} . Para representar isso, foi incluso um termo aleatório U_{0j} na equação (3), além da média μ_{00} . Por outro lado, a equação (4) contém apenas um termo fixo, sem qualquer termo aleatório, indicando que não há variabilidade no coeficiente β_{1j} . Em outras palavras, as inclinações β_{1j} não variam entre os grupos, sendo iguais independentemente do grupo considerado, conforme ilustrado na equação (1). Na equação (5) a parte fixa é representada por $\mu_{00} + \mu_{10}X_{1ij}$ ao passo que a parte aleatória é denotada por $U_{0j} + \varepsilon_{ij}$.

No segundo nível, o intercepto do grupo pode ser mais claramente modelado, em que μ_{00} representa a média de todos os indivíduos, o termo U_{0j} sinaliza o erro aleatório, com média zero e variância constante, disposto a seguir:

$$\beta_{0j} = \mu_{00} + U_{0j} \quad (6)$$

Na equação (6), μ_{00} é a média geral do desfecho, e U_{0j} é variância entre os grupos. Ainda assim, nesta situação é assumido que não existe correlação entre o termo aleatório do primeiro nível e o termo aleatório do segundo nível hierárquico. Nesta especificação os interceptos são aleatórios. Assim substituindo (6) em (1) obtém-se o modelo completo:

$$y_{ij} = \mu_{00} + U_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

A partir do modelo, ainda se especifica uma medida a se considerar para justificar a utilização de mais um nível hierárquico, ou se a regressão baseada apenas num único nível é mais apropriada. Dada estas condições e sabendo ainda que a variância total de y_{ij} é a combinação das duas variâncias dentro do grupo (*within*) e entre grupos (*between*):

$$Var(y_{ij}) = \delta_{u0}^2 + \delta_{\varepsilon}^2 \quad (8)$$

Assim, define-se um coeficiente de correlação intraclasse, que representa a medida que proverá informação sobre a conveniência ou não de se adotar mais um nível hierárquico. Este coeficiente denota a relação entre a variância entre as unidades do segundo nível (grupos) e a variância total. Em termos formais, tem-se:

$$ICC = \frac{\sigma_{00}^2}{\sigma_{00}^2 + \frac{\pi^2}{3}} \quad (9)$$

Nos modelos de regressão logística, não é possível estimar os coeficientes e a variância do erro em nível individual no componente aleatório do modelo. Por isso, a literatura sugere que essa variância do erro seja sempre fixada em um mesmo número, que é $\frac{\pi^2}{3} \cong 3,29$ (Raudenbush e Bryk, 2002; Santos, 2024). Se o ICC for alto, é justificável usar um modelo

multinível. Desta forma, na sessão de resultados será detalhado o percentual identificado para ICC e assim a especificação com resultados do modelo utilizado.

Adicionando as variáveis independentes de contexto no segundo nível torna-se possível explicar a variação do intercepto e/ou da inclinação no segundo nível. A título da exemplificação, é colocado apenas uma variável R_j na equação a seguir:

$$\beta_{oj} = \mu_{oo} + \mu_{o1}R_j + U_{oj} \quad (10)$$

Em que R_j é a variável explicativa de contexto medida neste segundo nível. Substituindo (10) em (1) tem-se que:

$$y_{ij} = \mu_{oo} + \mu_{o1}R_j + U_{oj} + \varepsilon_{ij} \quad (11)$$

Os modelos multiníveis são amplamente utilizados para analisar dados hierárquicos, onde as observações estão agrupadas em diferentes níveis, como indivíduos dentro de grupos. A equação (11) ilustra um modelo de dois níveis, no qual y_{ij} representa a variável dependente para a unidade i no grupo j . O termo μ_{oo} corresponde à média geral, enquanto $\mu_{o1}R_j$ reflete o efeito fixo de uma característica do segundo nível R_j , como um atributo do grupo. Além disso, U_{oj} captura a variação entre os grupos, e ε_{ij} representa a variação dentro dos grupos. Esse tipo de abordagem permite uma análise mais precisa ao considerar a heterogeneidade entre e dentro dos níveis, possibilitando maior entendimento das relações estruturais nos dados. Considerando as variáveis escolhidas para a análise, o modelo completo utilizado é descrito na equação (12).

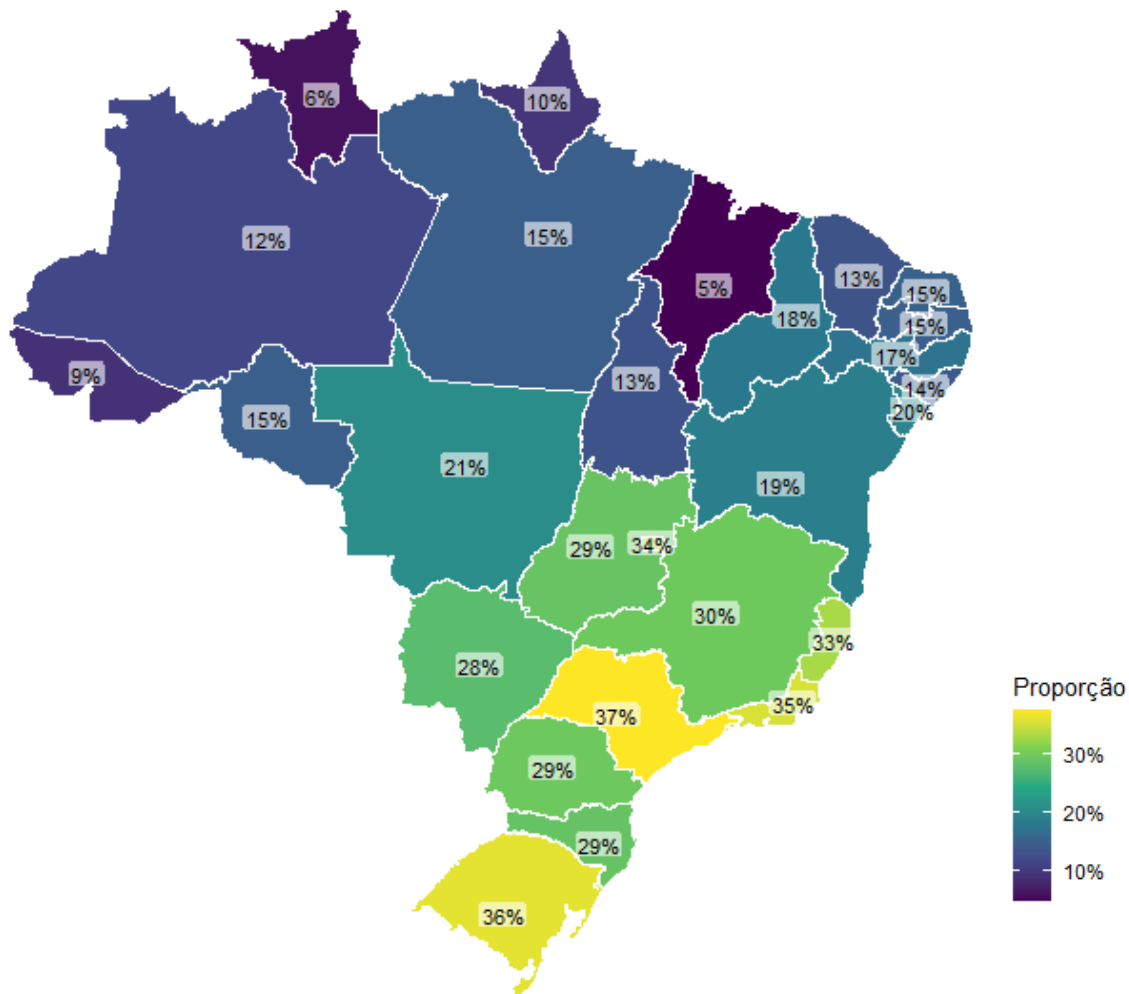
$$\begin{aligned} PlanoMed_{ij} = & \beta_0 + \beta_1urbano_{ij} + \beta_2tarea_{ij} + \beta_3sexo_{ij} + \beta_4faixa_idade_{ij} + \beta_5raca_{ij} \\ & + \beta_6feduc_{ij} + \beta_7rend_per_capita_{ij} + \beta_8com_core_{ij} + \beta_9com_resp_{ij} \\ & + \beta_{10}com_dep_{ij} + \beta_{11}com_pulm_{ij} + \beta_{12}com_ca_{ij} + \beta_{13}com_cron_{ij} \\ & + \beta_{14}prop_med_part_j + \beta_{15}txenvelh_j + \beta_{16}gini_j + \beta_{17}estabsus_hab_j + u_j \\ & + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (12)$$

Dessa forma, a especificação do modelo multinível adotado nesta pesquisa busca captar adequadamente as variações tanto entre os indivíduos quanto entre os contextos territoriais. A inclusão de variáveis nos dois níveis – individual e estadual – permite compreender de que maneira fatores socioeconômicos, demográficos e de infraestrutura em saúde influenciam o acesso à saúde suplementar. A aplicação do Coeficiente de Correlação Intraclasse (ICC) justifica a abordagem hierárquica, ao quantificar uma relevante variabilidade entre os grupos geográficos. A próxima seção apresenta os resultados empíricos obtidos com base neste modelo, discutindo a magnitude e a direção dos efeitos estimados, bem como sua significância estatística.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

A Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2019 evidencia marcantes desigualdades regionais no acesso aos planos de saúde no Brasil. Enquanto as maiores proporções de cobertura estão nos estados das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, as menores se concentram principalmente no Norte e Nordeste. A proporção de planos de saúde por UF pode ser observada na Figura 1, abaixo.

Figura 1 - Proporção de plano de saúde por unidade federativa (2019)



Fonte: Elaboração própria a partir da PNS (IBGE, 2019) e IBGE (2024).

O estado com menor cobertura é o Maranhão, com apenas 5% da população com plano de saúde, seguido por Roraima (6%) e o Acre (9,0%). Esses dados apontam para limitações estruturais e socioeconômicas que afetam diretamente o acesso à saúde suplementar nessas regiões. No Nordeste, observa-se também uma cobertura limitada, embora com variações internas. Estados como Sergipe (20%) e Bahia (19%) apresentam proporções acima da média regional, enquanto Piauí (18%), Paraíba (15%) e Pernambuco (17%) mantêm valores mais baixos. Já no Norte, um dos estados com menor percentual é o Amazonas (12%). Esses números reforçam a necessidade de políticas públicas que promovam maior equidade no acesso à saúde, especialmente em regiões historicamente desfavorecidas.

Em contraste, os estados do Sul e Sudeste concentram os maiores índices de cobertura: São Paulo (37,4%), Rio de Janeiro (35,3%), Espírito Santo (33,0%) e Minas Gerais (30%). O Distrito Federal (34%) também se destaca, refletindo possivelmente seu alto nível de renda per capita e infraestrutura urbana. O único estado do Centro-Oeste que destoa desse padrão é o Mato Grosso, com 21%, próximo aos percentuais do Nordeste. Esses dados indicam uma forte correlação entre desenvolvimento econômico, urbanização e acesso aos planos de saúde, evidenciando as desigualdades persistentes no sistema de saúde brasileiro.

Além da análise baseada na PNS 2019, também foi consultada a base de dados da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) para o ano de 2024. A partir disso, observa-se que, mesmo após cinco anos (de 2019 a 2024), as desigualdades regionais no acesso aos planos de saúde permanecem praticamente inalteradas. Os dados mais recentes reiteram a

concentração de cobertura nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, enquanto as regiões Norte e Nordeste continuam com proporções significativamente menores. Por exemplo, em 2024, estados como Maranhão (7%), Acre (5%) e Roraima (5%) ainda apresentam as menores taxas de cobertura, muito próximas aos valores de 2019. Já estados como São Paulo (39%), Espírito Santo (32%) e Distrito Federal (32%) continuam entre os mais altos. Esse padrão indica uma persistência nas desigualdades estruturais de acesso à saúde suplementar, evidenciando que houve pouca evolução no período analisado. Tais constatações sugerem a necessidade de pesquisas mais aprofundadas sobre os determinantes desse cenário e o papel das políticas públicas na redução dessas disparidades.

4.1 Modelo multinível

Os resultados do modelo estão disponíveis na Tabela 2. A primeira etapa da abordagem hierárquica consistiu na estimação do modelo nulo, contendo apenas o intercepto. Esse modelo tem como objetivo aferir a necessidade de incorporação de níveis adicionais à estrutura da análise, por meio da variância entre os grupos e do cálculo do coeficiente de correlação intraclasse (ICC). Com 174.777 observações e 27 grupos (estados da federação), obteve-se uma variância do intercepto ($_var(cons)$) igual a 0,3855 ($dp = 0,1053$), o que corresponde a um ICC de aproximadamente 10,49%, indicando heterogeneidade entre os estados. Tal resultado corrobora a pertinência da adoção de um modelo multinível com nível individual e estadual. A segunda etapa da análise consistiu na estimação do modelo completo, incorporando variáveis de nível individual e estadual. Foram utilizados coeficientes na escala log-odds e respectivas razões de chance (odds ratio), além dos erros-padrões robustos.

Tabela 2 - Modelo multinível: coeficientes e odds ratio

	Modelo não condicional		Modelo condicional	
	Coefficientes	Odds Ratio	Coefficientes	Odds Ratio
Nível individual				
Masculino (categoria omitida)				
Feminino	0,1397*** (0,0148)	1,1499*** (0,0170)	0,1397*** (0,0148)	1,1499*** (0,0170)
Branca (categoria omitida)				
Preta	-0,3168*** (0,0336)	0,7285*** (0,0245)	-0,3165*** (0,0336)	0,7287*** (0,0245)
Parda	-0,2059*** (0,0240)	0,8139*** (0,0195)	-0,2048*** (0,0238)	0,8148*** (0,0194)
15 a 24 anos (categoria omitida)				
25 a 34 anos	0,3074*** (0,0370)	1,3599*** (0,0503)	0,3074*** (0,0370)	1,3599*** (0,0503)
35 a 44 anos	0,6086*** (0,0821)	1,8379*** (0,1508)	0,6087*** (0,0820)	1,8380*** (0,1508)
45 a 59 anos	0,5048*** (0,0469)	1,6566*** (0,0776)	0,5048*** (0,0469)	1,6566*** (0,0777)
60 anos ou mais	0,7439*** (0,0474)	2,1041*** (0,0998)	0,7439*** (0,0474)	2,1040*** (0,0998)
Sem instrução e fundamental incompleto (categoria omitida)				
Fundamental completo e médio incompleto	0,6249*** (0,1447)	1,8680*** (0,2702)	0,6247*** (0,1448)	1,8676*** (0,2704)
Médio completo e superior incompleto	1,3776*** (0,1594)	3,9652*** (0,6320)	1,3775*** (0,1595)	3,9648*** (0,6326)
Superior completo	2,0802*** (0,1535)	8,0059*** (1,2289)	2,0802*** (0,1536)	8,0060*** (1,2299)
Até ½ salário mínimo per capita (categoria omitida)				
1/2 a 1 salário mínimo per capita	0,9469*** (0,1150)	2,5776*** (0,2965)	0,9464*** (0,1151)	2,5764*** (0,2965)

1 a 2 salários mínimos per capita	1,6484*** (0,1051)	5,1985*** (0,5465)	1,6476*** (0,1052)	5,1945*** (0,5467)
2 a 3 salários mínimos per capita	2,2183*** (0,0759)	9,1915*** (0,6978)	2,2174*** (0,0759)	9,1835*** (0,6969)
Mais de 3 Salários mínimos per capita	3,0796*** (0,1229)	21,7494*** (2,6740)	3,0787*** (0,1231)	21,7291*** (2,6756)
Rural (categoria omitida)				
Urbano	0,7122*** (0,0339)	2,0384*** (0,0690)	0,7121*** (0,0339)	2,0383*** (0,0690)
Resto da UF (categoria omitida)				
Capital	0,5177*** (0,1304)	1,6782*** (0,2189)	0,5184*** (0,1306)	1,6793*** (0,2193)
Resto da RM	0,3197*** (0,0620)	1,3768*** (0,0854)	0,3195*** (0,0621)	1,3765*** (0,0854)
RIDE	-0,3132** (0,1303)	0,7311** (0,0953)	-0,3106** (0,1304)	0,7330** (0,0956)
Comorbidades				
Comorbidade cardiovascular	0,2033*** (0,0496)	1,2254*** (0,0607)	0,2032*** (0,0496)	1,2253*** (0,0607)
Comorbidade respiratória	0,0832 (0,0645)	1,0868 (0,0701)	0,0832 (0,0645)	1,0867 (0,0701)
Depressão	0,0983*** (0,0284)	1,1033*** (0,0314)	0,0981*** (0,0284)	1,1031*** (0,0314)
Comorbidade pulmonar	-0,0912 (0,0680)	0,9129 (0,0621)	-0,0912 (0,0681)	0,9129 (0,0621)
Câncer	0,2554*** (0,0546)	1,2910*** (0,0705)	0,2552*** (0,0546)	1,2907*** (0,0705)
Doença crônica	-0,0140 (0,0319)	0,9861 (0,0314)	-0,0140 (0,0319)	0,9861 (0,0314)
Intercepto	-5,5204*** (0,2503)	0,0040*** (0,0010)	-6,4749*** (1,8500)	0,0015*** (0,0028)
Nível estadual				
Proporção de médicos particular			1,6175** (0,7607)	5,0404** (3,8343)
Estabelecimentos do SUS por habitante			-49,2043 (289,4649)	0,0000 (0,0000)
Taxa de envelhecimento			0,1551*** (0,0455)	1,1677*** (0,0531)
Gini			-1,2018 (3,1082)	0,3006 (0,9345)
Componentes Aleatórios				
var(Intercepto)	0,2505*** (0,0816)		0,1028*** (0,0232)	
% da variância explicada			58,9621	
ICC	0,0708***		0,0303***	
Observações				
Nível individual	174.777		174.777	
Nível estadual	27		27	

Fonte: elaboração própria a partir de microdados da PNS (IBGE, 2019), Atlas Brasil (2019) e CNES (2019). Notas: (1) A proporção da variância explicada é calculada por $\% \text{ variância explicada} = \frac{\hat{\sigma}_{00}^2(\text{não condicionado}) - \hat{\sigma}_{00}^2(\text{condicionado})}{\hat{\sigma}_{00}^2(\text{não condicionado})}$; (2) Desvios padrão robustos entre parênteses; (3) Níveis de significância: * p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

Entre as variáveis individuais, o sexo feminino apresentou uma associação positiva e estatisticamente significativa com a posse de plano de saúde (OR = 1,1499; p < 0,01), em relação aos homens, logo, mulheres mostram ter mais possibilidade de aderir a planos de saúde do que homens. A cor/raça mostrou diferenças marcantes: pessoas pretas (OR = 0,7287) e pardas (OR = 0,8148) têm menor probabilidade de possuir plano de saúde quando comparadas

às brancas, o que também corrobora com as questões de renda e desigualdade entre raças no Brasil.

A idade foi positivamente associada à posse de plano, com destaque para indivíduos na faixa etária de 60 anos ou mais (OR = 2,1040), quase o dobro da chance em relação aos jovens de 15 a 24 anos. Nestas perspectivas, Moura *et al.* (2023) já demonstrava tais evidências, mas com estudo limitado direcionado ao estado de São Paulo.

A escolaridade mostrou forte gradiente: indivíduos com ensino superior completo têm uma chance oito vezes maior (OR = 8,0060) de possuir plano em relação àqueles sem instrução ou com fundamental incompleto. Observando os grupos de referência estatisticamente relevantes, tem-se uma relação entre maior nível de escolaridade e maior adesão a seguros de saúde suplementar.

A renda domiciliar per capita também demonstrou forte impacto. Indivíduos com renda acima de três salários mínimos têm uma razão de chance de 21,7 para posse de plano (OR = 21,7291) em relação à faixa de até meio salário mínimo. Se demonstra uma relação acedente entre todas as faixas de renda e a variável dependente, em que quanto maior o salário maior é a probabilidade de o indivíduo ter plano médico, o que corrobora com os achados de Politi (2014), além da característica de saúde ser um bem normal, em que quanto maior a renda mais os indivíduos querem consumir.

É possível observar relações nos coeficientes acerca da localização dos indivíduos. Morar na zona rural, reduz as chances de um indivíduo ter plano de saúde, conforme já abordado por Silva *et al.* (2019). Logo, residir em áreas urbanas (OR = 2,0383), capitais (OR = 1,6793) ou regiões metropolitanas (OR = 1,3765) elevam significativamente a chance de acesso ao plano de saúde em comparação às zonas rurais e ao restante da unidade federativa, que é o interior do estado. Contudo, a residência em regiões da Região Integrada de Desenvolvimento (RIDE) apresentou associação negativa (OR = 0,7330). Mesmo em áreas com ampla cobertura de planos de saúde, a distribuição dos recursos públicos de saúde permanece marcada por disparidades regionais e socioeconômicas, como aponta Kilsztajn *et al.* (2001).

Com relação às características de comorbidade, estas interferem na probabilidade do estado da natureza (saudável ou doente) do indivíduo, e ter a doença pode fazer com que a utilidade de aderir a um plano seja maior. Assim, entre as condições de saúde, apenas as comorbidades cardiovasculares (OR = 1,2253), depressão (OR = 1,1031) e câncer (OR = 1,2907) mostraram associação estatisticamente significativa com maior probabilidade de possuir plano de saúde. Por outro lado, condições como comorbidade pulmonar, respiratória e doença crônica não apresentaram significância estatística.

No nível estadual, a proporção de médicos que atuam na rede privada foi positivamente associada à posse de plano (OR = 5,0404; $p < 0,05$), sugerindo que maior oferta de profissionais que são exclusivos do setor privado pode incentivar a contratação de planos. A taxa de envelhecimento também foi significativa (OR = 1,1677; $p < 0,01$) espelhando resultados significantes com relação a idade. Já os estabelecimentos do SUS por habitante e o índice de Gini não apresentaram significância estatística. Retrata-se, todavia que, esta última variável citada do segundo nível, foi utilizada no modelo buscando sinalizar a utilidade reserva associada ao sistema público de saúde, até porque, Weil (2014), traz uma relação existente entre a saúde, como parte do capital humano e o crescimento do produto, em que essas regiões mais desenvolvidas também apresentam maior cobertura de serviços de saúde, sejam públicos ou privados.

Em síntese, os resultados revelam que fatores socioeconômicos (renda e escolaridade), étnico-raciais, geográficos e etários têm papel decisivo na determinação do acesso a planos de saúde no Brasil. A robustez dos efeitos identificados e a significância estatística da maioria das variáveis analisadas reforçam a importância de políticas públicas voltadas à equidade em saúde.

Além de indicar os determinantes do acesso à saúde suplementar, os achados reforçam a existência de desigualdades estruturais historicamente consolidadas. As diferenças significativas observadas entre grupos raciais e socioeconômicos sugerem que o acesso aos planos de saúde não depende apenas da livre escolha individual, mas está fortemente condicionado por fatores como renda, escolaridade, pertencimento racial e estrutura regional.

Essa constatação impõe desafios às políticas públicas, que devem ir além da expansão quantitativa dos serviços, buscando enfrentar os mecanismos de exclusão que reproduzem a iniquidade no sistema de saúde. Nesse sentido, torna-se essencial o aprofundamento de investigações futuras que combinem análises quantitativas e qualitativas, a fim de compreender os obstáculos concretos enfrentados por grupos vulnerabilizados e propor soluções mais eficazes e equitativas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados desta pesquisa reafirmam a persistência das disparidades regionais no acesso à saúde suplementar no Brasil, associadas a fatores estruturais e socioeconômicos. As análises exploratórias espaciais demonstraram que as regiões Centro-Sul concentram a maior proporção de indivíduos com planos de saúde, enquanto o Norte e o Nordeste exibem menores taxas de cobertura. Tal distribuição reflete, em grande medida, a assimétrica alocação dos recursos econômicos e sociais, confirmando que o desenvolvimento regional exerce papel crucial na determinação do acesso à saúde privada.

Dentre as características que impulsionam os indivíduos a ter um plano de saúde, percebe-se que o fator capacitante renda tem uma forte ligação com a probabilidade aderir a um seguro de saúde, quanto maior a renda do indivíduo maior é a probabilidade de ter um plano. O modelo estimado evidencia que variáveis como renda, escolaridade e localização geográfica são determinantes significativos na probabilidade de um indivíduo possuir plano de saúde. A renda per capita apresentou uma relação crescente e robusta com a posse de plano, sendo o grupo com rendimento acima de três salários mínimos 21 vezes mais propenso a ter acesso à saúde suplementar do que o grupo de menor renda. Esse achado reforça o papel da capacidade de pagamento como elemento central na equidade do sistema de saúde.

A escolaridade mostrou-se altamente relevante, indivíduos com ensino superior completo apresentaram probabilidade oito vezes maior de ter plano de saúde em relação aos sem instrução. Isso está em consonância com a literatura que reconhece a educação como ativo formador do capital humano e indutor do bem-estar individual. Do ponto de vista territorial, morar em áreas urbanas, capitais ou regiões metropolitanas aumenta significativamente a chance de adesão a planos, revelando um padrão de concentração dos serviços de saúde suplementar nos grandes centros urbanos e em regiões mais desenvolvidas.

As comorbidades apresentaram efeitos diversos. Condições como câncer, doenças cardiovasculares e depressão associaram-se positivamente à posse de planos, possivelmente por exigirem acompanhamento médico contínuo. Por outro lado, a ausência de significância estatística para algumas dessas doenças sugere que a decisão por aderir a um plano pode estar mais ligada à capacidade de previsão de risco do que à condição de saúde atual. Importante ressaltar este ponto entre previsão e condição atual, o primeiro associado à prevenção e ao planejamento financeiro de longo prazo, enquanto o segundo reflete uma demanda imediata por cuidados, que muitas vezes é suprida pelo Sistema Único de Saúde. Essa distinção reforça a ideia de que o acesso à saúde suplementar é fortemente condicionado por fatores antecipatórios, escolha intertemporal, e não apenas por necessidades emergenciais.

No nível estadual, a proporção de médicos do setor privado impactou positivamente a probabilidade de contratação de plano, evidenciando que a oferta regional de serviços influencia a demanda individual. Esse dado aponta para uma complementaridade entre os

sistemas público e privado. Nesse contexto, regiões com maior estrutura pública de saúde também concentram oferta privada, perpetuando desigualdades intra e inter-regionais.

Adicionalmente, a análise revelou desigualdades étnico-raciais e de gênero. Mulheres apresentaram maior propensão à adesão, possivelmente refletindo um comportamento mais preventivo em saúde. Enquanto pretos e pardos mostraram menor probabilidade de ter plano, resultado que expõe o entrelaçamento entre raça, classe e acesso a direitos básicos, como saúde.

Por fim, a pesquisa contribui para o debate sobre a territorialização das políticas públicas, ao demonstrar que o acesso aos planos de saúde no Brasil não é apenas uma questão de escolha individual, mas sim o resultado de condicionantes estruturais, econômicos e geográficos. A ampliação da cobertura de saúde suplementar deve considerar estratégias integradas de desenvolvimento regional, redução das desigualdades socioeconômicas e fortalecimento do SUS, garantindo a todos o direito à saúde com equidade.

REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, M. V. de; VIANA, A. L. d'Á.; LIMA, L. D. de; FERREIRA, M. P.; FUSARO, E. R.; IOZZI, F. L. Desigualdades regionais na saúde: mudanças observadas no Brasil de 2000 a 2016. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 22, n. 4, p. 1055–1064, abr. 2017.
- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. São Paulo: Alínea, 2012.
- ANDRADE, M. V.; MAIA, A. C. Demanda por planos de saúde no Brasil. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**, 2006. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/4727297_DEMANDA_POR_PLANOS_DE_SAUDE_NO_BRASIL. Acesso em: 27 nov. 2024.
- ANDRADE, M. V.; NORONHA, K. V. M. de S.; MENEZES, R. de M.; SOUZA, M. N.; REIS, C. DE B.; MARTINS, D. R.; GOMES, L. Desigualdade socioeconômica no acesso aos serviços de saúde no Brasil: um estudo comparativo entre as regiões brasileiras em 1998 e 2008. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 4, p. 623–645, out. 2013.
- ARRUDA, N. M.; MAIA, A. G.; ALVES, L. C. Desigualdade no acesso à saúde entre as áreas urbanas e rurais do Brasil: uma decomposição de fatores entre 1998 a 2008. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 34, n. 6, p. e00213816, 2018.
- ATLAS BRASIL. **Consulta de dados**. 2019. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/consulta>. Acesso em: 10 jan. 2025.
- BECKER, G. S. Health as human capital: synthesis and extensions, **Oxford Economic Papers**, Volume 59, Issue 3, 1 July 2007, Pages 379–410. Available at: <https://doi.org/10.1093/oep/gpm020>. Accessed on: 05 jan. 2025.
- BLEAKLEY, H. Health, human capital, and development. **Annual Review of Economics**, v. 2, p. 283-310, 2010. Available at: <https://doi.org/10.1146/annurev.economics.102308.124436>. Accessed on: 4 jan. 2025.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Departamento de Informática do SUS – DATASUS. Consulta “CNES – Estabelecimentos por Tipo – Brasil”. 2019. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?cnes/cnv/estabbr.def>. Acesso em: 13 jun. 2025.
- BRITO, D. J. M.; SILVA, M. V. A. e; ROSSI, M. C. T. Abordagem hierárquico-espacial dos fatores que afetam a participação no mercado de trabalho brasileiro. IPEA. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**: v. 51, n. 03, dez. 2021.
- CAMPOS, F. do R. de; ESTANISLAU, P. A Polarização e as Desigualdades Regionais no Brasil. **Revista Capital Científico**. Guarapuava – PR, v.7, n.1, jan./dez. 2009.

- CNES. **Informações de saúde:** consulta de dados. DATASUS, 2019. Disponível em <https://datasus.saude.gov.br/informacoes-de-saude-tabnet/>. Acesso em: 10 jan. 2025.
- COSTA FILHO, D. B. da; GALVÃO, T. F.; KELLES, S. M. B.; SILVA, M. T. Acesso a planos de saúde na região metropolitana de Manaus em 2015: estudo transversal de base populacional. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 29, n. 1, p. e2018414, 2020.
- COSTA, D. C. A. R.; MOREIRA, J. P. de L.; CARDOSO, A. M.; MATTOS, L. V.; ANDRIETTA, L. S.; BAHIA, L. Crise econômica e disparidades no gasto, oferta e utilização de serviços públicos e privados de saúde no Brasil no período entre 2011 e 2019. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 38, n. 10, p. e00262221, 2022.
- DUNCAN, C.; JONES, K. Using multilevel models to model heterogeneity. **Geographical Analysis**, v. 32, n. 4, p. 279-305, 2000.
- GADELHA, C. A. G.; MACHADO, C. V.; LIMA, L. D. de; BAPTISTA, T. W. de F. Saúde e territorialização na perspectiva do desenvolvimento. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 16, n. 6, p. 3003–3016, jun. 2011.
- IBGE. **Malhas Territoriais:** Malha Municipal. 2024. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/malhas-territoriais/15774-malhas.html>. Acesso em: 13 dez. 2024.
- IBGE. **Pesquisa Nacional de Saúde - PNS.** 2019. Disponível em: <https://metadados.ibge.gov.br/consulta/estatisticos/operacoes-estatisticas/XN>. Acesso em: 07 jan. 2024.
- KILSZTAJN, S.; SILVA, D. F. da.; CAMARA, M. B. da; FERREIRA, V. S. Grau de cobertura dos planos de saúde e distribuição regional do gasto público em saúde. **Saúde e Sociedade**, v. 10, n. 2, p. 35–46, ago. 2001.
- MACHADO, M. H. Trabalho e emprego em saúde. In: GIOVANELLA, L., ESCOREL, S., LOBATO, L. V. C., NORONHA, J. C., CARVALHO, A. I. eds. **Políticas e Sistemas de Saúde no Brasil**. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz; 2012. p. 259-2786.
- MALTA, D. C.; STOPA, S. R.; PEREIRA, C. A.; SZWARCOWALD, C. L.; OLIVEIRA, M.; REIS, A. C. dos. Cobertura de Planos de Saúde na população brasileira, segundo a Pesquisa Nacional de Saúde, 2013. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 22, n. 1, p. 179-190, 2017.
- MOURA, R. F.; CESAR, C. L. G.; GOLDBAUM, M.; OKAMURA, M. N.; ANTUNES, J. L. F. Fatores associados às desigualdades das condições sociais na saúde de idosos brancos, pardos e pretos na cidade de São Paulo, Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 28, n. 3, p. 897–907, mar. 2023.
- OCKÉ-REIS, C. O.; ANDREAZZI, M. de F. S. de; SILVEIRA, F. G. O mercado de planos de saúde no Brasil: uma criação do estado?. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 10, n. 1, p. 157–185, jan. 2006.
- OLIVIERI, C.; FAGEDA, X. Urban mobility with a focus on gender: The case of a middle-income Latin American city. **Journal of Transport Geography**, v. 91, n. 102996, p. 1-11, 2021.
- ORGANIZAÇÃO PAN-AMERICANA DA SAÚDE (OPAS). **Indicadores básicos de saúde: situação de saúde nas Américas**. Washington, D.C.: OPAS, 2018. Disponível em: https://www3.paho.org/hq/joomlatools-files/docman-files/Health_Indicators-June18-pt.pdf. Acesso em: 13 jun. 2025.

PIETROBON, L.; PRADO, M. L. do; CAETANO, J. C. Saúde suplementar no Brasil: o papel da Agência Nacional de Saúde Suplementar na regulação do setor. **Physis: Revista de Saúde Coletiva**, v. 18, n. 4, p. 767–783, 2008.

PINTO, L. F.; SORANZ, D. R. Planos privados de assistência à saúde: cobertura populacional no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 9, n. 1, p. 85–98, 2004.

PIOLA, S. F., JORGE, E. A. (org). **Economia da Saúde: 1º Prêmio Nacional – 2004**: coletânea premiada. Brasília: Ipea: DFID, 2005. Disponível em: https://portalantigo.ipea.gov.br/agencia/index.php?option=com_content&view=article&id=5492. Acesso em: 3 jan. 2025.

PNS - PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE. **Painel de Indicadores de Saúde – Pesquisa Nacional de Saúde**. Consulta de dados. Fiocruz, 2021. Disponível em: <https://www.pns.icict.fiocruz.br/>. Acesso em: 27 nov. 2024.

POLITI, R. Desigualdade na utilização de serviços de saúde entre adultos: uma análise dos fatores de concentração da demanda. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 1, p. 117–137, jan. 2014.

PUENTE-PALACIOS, K. E.; LAROS, J. A. Análise multinível: contribuições para estudos sobre efeito do contexto social no comportamento individual. **Estudos de Psicologia**, v. 26, n. 3, p. 349–361, 2009.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. Thousand Oaks: Sage Publications, 2002.

SANTOS, I. F. dos. **Gênero e estrutura familiar**: uma análise dos deslocamentos pendulares no Brasil. 2024. 71f. (Dissertação - Mestrado Economia) Universidade Federal de Pernambuco, Centro Acadêmico do Agreste, 2024.

SANTOS, I. S.; UGÁ, M. A. D.; PORTO, S. M. O mix público-privado no Sistema de Saúde Brasileiro: financiamento, oferta e utilização de serviços de saúde. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 13, n. 5, p. 1431–1440, 2008.

SILVA, L. A. N.; NUNES, B. P.; LIMA, J. G.; TOMASI, E.; FACCHINI, L. A. Características contextuais e procura por serviços de saúde entre adolescentes brasileiros: Pesquisa Nacional de Saúde, 2019. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 39, n. 12, p. 1-14. 2023.

SOUZA JÚNIOR, P. R. B. de; SZWARCOWALD, C. L.; DAMACENA, G. N.; STOPA, S. R.; VIEIRA, M. L. F. P.; ALMEIDA, W. da S. de; OLIVEIRA, M. M. de; SARDINHA, L. M. V.; MACÁRIO, E. M. Cobertura de plano de saúde no Brasil: análise dos dados da Pesquisa Nacional de Saúde 2013 e 2019. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 26, p. 2529–2541, 2021.

TRAVASSOS, C.; OLIVEIRA, E. X. G. de; VIACAVA, F. Desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde no Brasil: 1998 e 2003. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 11, n. 4, p. 975–986, 2006.

TRAVASSOS, C.; VIACAVA, F. Acesso e uso de serviços de saúde em idosos residentes em áreas rurais, Brasil, 1998 e 2003. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 23, n. 10, p. 2490–2502, 2007.

VIACAVA, F.; OLIVEIRA, R. A. D. de; CARVALHO, C. de C.; LAGUARDIA, J.; BELLIDO, J. G. SUS: oferta, acesso e utilização de serviços de saúde nos últimos 30 anos. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 23, n. 6, p. 1751-1762, 2018.

WEIL, D. N. Health and Economic Growth. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. N. (Ed.). **Handbook of Economic Growth**. Elsevier, v. 2, p. 623-682, 2014.