ReGeo ISSN: 2177-3246

DESIGUALDADES REGIONAIS NO USO DE SERVIÇOS DE SAÚDE POR ADOLESCENTES E ADULTOS JOVENS NO BRASIL: ANÁLISE ESPACIAL E MULTIVARIADA DA PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE 2019

REGIONAL INEQUALITIES IN HEALTH SERVICE USE AMONG BRAZILIAN ADOLESCENTS AND YOUNG ADULTS: A SPATIAL AND MULTIVARIABLE ANALYSIS OF THE 2019 NATIONAL HEALTH SURVEY

DESIGUALDADES REGIONALES EN EL USO DE SERVICIOS DE SALUD POR ADOLESCENTES Y ADULTOS JÓVENES EN BRASIL: ANÁLISIS ESPACIAL Y MULTIVARIADO DE LA ENCUESTA NACIONAL DE SALUD 2019

https://doi.org/10.56238/revgeov17n11-069

Data de submissão: 14/10/2026 **Data de publicação:** 14/11/2026

Wilians Montefusco da Cruz
Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva
Instituição: Universidade Federal do Acre (UFAC)
E-mail: wilians.cruz@sou.ufac.br

Carolina de Lima Accorsi Montefusco
Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Biodiversidade e Biotecnologia – Rede BIONORTE
Instituição: Universidade Federal do Acre (UFAC)
E-mail: carolina.montefusco@ufac.br

RESUMO

Objetivo: analisar a procura e a utilização de serviços de saúde por adolescentes e adultos jovens brasileiros, com ênfase nas diferenças entre macrorregiões e unidades da Federação (UF). Métodos: estudo transversal com microdados da Pesquisa Nacional de Saúde 2019 referentes a 43.827 moradores de 15 a 24 anos. Os desfechos foram procura por atendimento nas duas semanas anteriores à entrevista, consulta médica nos 12 meses anteriores e internação hospitalar por 24 horas ou mais no mesmo período. Estimaram-se prevalências e razões de prevalência (RP) por regressão de Poisson ponderada, com variância linearizada segundo o plano amostral, em modelos hierárquicos que incorporaram fatores predisponentes, capacitantes e de necessidade. A estrutura espacial entre UF foi examinada pelos índices global e local de Moran. Resultados: consultaram médico no último ano 65,7% dos jovens (IC95%: 64,9; 66,6), proporção que variou de 58,7% no Norte a 70,5% no Sudeste. Após o ajuste completo, a consulta permaneceu menos frequente no Norte (RP = 0,89; IC95%: 0,86; 0,93), no Nordeste (RP = 0,93; IC95%: 0,90; 0,96) e no Centro-Oeste (RP = 0,93; IC95%: 0,89; 0,97) do que no Sudeste; a composição socioeconômica e de necessidades explicou entre 37% e 47% da diferença bruta do Norte e do Nordeste. A consulta médica apresentou autocorrelação espacial positiva entre UF (I de Moran = 0,55; $p < 0,001$), com agrupamento de valores elevados no Sudeste e no Sul. Sexo feminino, plano privado, renda, escolaridade, residência urbana e pior autoavaliação de saúde associaram-se a maior utilização. Conclusão: a juventude do Norte e do Nordeste utiliza menos os serviços de saúde, e a desvantagem persiste mesmo entre jovens de perfil semelhante, o que aponta para determinantes ligados à organização da oferta no território.

Palavras-chave: Serviços de Saúde do Adolescente. Acesso aos Serviços de Saúde. Adulto Jovem. Desigualdades em Saúde. Análise Espacial. Inquéritos Epidemiológicos.

ABSTRACT
Objective: to analyze health care seeking and use among Brazilian adolescents and young adults, with emphasis on differences between macro-regions and Federative Units (FU). Methods: cross-sectional study using microdata from the 2019 National Health Survey on 43,827 residents aged 15 to 24 years. Outcomes were care seeking in the two weeks before the interview, a medical consultation in the previous 12 months and hospital admission for 24 hours or more in the same period. Prevalences and prevalence ratios (PR) were estimated by weighted Poisson regression with design-based linearized variance, in hierarchical models including predisposing, enabling and need factors. Spatial structure across FU was examined with global and local Moran indices. Results: 65.7% of young people (95%CI: 64.9; 66.6) consulted a physician in the previous year, ranging from 58.7% in the North to 70.5% in the Southeast. After full adjustment, consultation remained less frequent in the North (PR = 0.89; 95%CI: 0.86; 0.93), Northeast (PR = 0.93; 95%CI: 0.90; 0.96) and Central-West (PR = 0.93; 95%CI: 0.89; 0.97) than in the Southeast; socioeconomic and need composition explained between 37% and 47% of the crude gap in the North and Northeast. Medical consultation showed positive spatial autocorrelation across FU (Moran's I = 0.55; p < 0.001), with a high-value cluster in the Southeast and South. Female sex, private insurance, income, schooling, urban residence and poorer self-rated health were associated with greater use. Conclusion: young people in the North and Northeast use health services less, and the disadvantage persists among youths with similar profiles, pointing to determinants linked to the territorial organization of care.

Keywords: Adolescent Health Services. Health Services Accessibility. Young Adult. Health Inequalities. Spatial Analysis. Health Surveys.

RESUMEN
Objetivo: analizar la búsqueda y la utilización de servicios de salud por adolescentes y adultos jóvenes brasileños, con énfasis en las diferencias entre macrorregiones y unidades federativas (UF). Métodos: estudio transversal con microdatos de la Encuesta Nacional de Salud 2019 sobre 43.827 residentes de 15 a 24 años. Los desenlaces fueron la búsqueda de atención en las dos semanas previas a la entrevista, la consulta médica en los 12 meses previos y la internación hospitalaria de 24 horas o más en el mismo período. Se estimaron prevalencias y razones de prevalencia (RP) mediante regresión de Poisson ponderada, con varianza linealizada según el diseño muestral, en modelos jerárquicos con factores predisponentes, facilitadores y de necesidad. La estructura espacial entre UF se examinó con los índices global y local de Moran. Resultados: el 65,7% de los jóvenes (IC95%: 64,9; 66,6) consultó a un médico en el último año, con variación de 58,7% en el Norte a 70,5% en el Sudeste. Tras el ajuste completo, la consulta siguió siendo menos frecuente en el Norte (RP = 0,89; IC95%: 0,86; 0,93), el Nordeste (RP = 0,93; IC95%: 0,90; 0,96) y el Centro-Oeste (RP = 0,93; IC95%: 0,89; 0,97) que en el Sudeste; la composición socioeconómica y de necesidades explicó entre el 37% y el 47% de la diferencia bruta del Norte y del Nordeste. La consulta médica presentó autocorrelación espacial positiva entre UF (I de Moran = 0,55; p < 0,001). Conclusión: la juventud del Norte y del Nordeste utiliza menos los servicios de salud, y la desventaja persiste entre jóvenes de perfil similar, lo que señala determinantes vinculados a la organización territorial de la atención.

Palabras clave: Servicios de Salud del Adolescente. Accesibilidad a los Servicios de Salud. Adulto Joven. Desigualdades en la Salud. Análisis Espacial. Encuestas Epidemiológicas.

1 INTRODUÇÃO

A segunda década de vida e os primeiros anos da vida adulta compõem um intervalo de transições biológicas, afetivas, educacionais e laborais que repercutem sobre a saúde por décadas. A Organização Mundial da Saúde (OMS) delimita a adolescência entre 10 e 19 anos e reconhece a faixa de 15 a 24 anos como juventude, recorte que permite acompanhar a passagem entre o cuidado pediátrico e o cuidado adulto (World Health Organization, 2023). No ordenamento jurídico brasileiro, o Estatuto da Juventude considera jovens as pessoas de 15 a 29 anos e inclui o direito à saúde entre as garantias a serem asseguradas por políticas públicas específicas (Brasil, 2013).

A percepção de que se trata de um período de baixa morbidade convive com uma carga de adoecimento e morte em grande parte evitável. As estimativas do *Global Burden of Disease* indicam que, embora a mortalidade entre 10 e 24 anos tenha recuado desde 1950, o declínio foi menos acentuado do que entre crianças menores de cinco anos, e as lesões e demais causas externas responderam por cerca de um terço dos óbitos nessa faixa em 2019 (GBD 2019 Adolescent Mortality Collaborators, 2021). Acrescentam-se as condições de saúde mental, a saúde sexual e reprodutiva, o uso de substâncias e as doenças crônicas de início precoce, todas dependentes de contato oportuno com os serviços para prevenção, diagnóstico e acompanhamento (World Health Organization, 2023).

Parte relevante desse contato não ocorre. A literatura internacional descreve barreiras que afetam de modo particular adolescentes e jovens adultos, como a preocupação com a confidencialidade, as restrições financeiras, o tempo de espera, a falta de medicamentos e atitudes negativas dos profissionais (Nartey *et al.*, 2025). A própria OMS assinala que adolescentes confiam menos nos sistemas de saúde do que os adultos, o que justifica a organização de serviços adequados a essa faixa etária (World Health Organization, 2023).

O acesso, nesse contexto, é compreendido como um fenômeno multidimensional. O modelo de Levesque e colaboradores articula cinco dimensões da oferta (acessibilidade, aceitabilidade, disponibilidade, custo e adequação) a cinco capacidades da população para perceber necessidades, buscar, alcançar, pagar e se engajar no cuidado (Cu *et al.*, 2021). Já o modelo comportamental de Andersen organiza a utilização em fatores predisponentes, capacitantes e de necessidade, perspectiva ainda amplamente empregada na pesquisa em serviços de saúde (Lederle; Tempes; Bitzer, 2021). Em ambos, o território ocupa posição central, pois condiciona a oferta de serviços, as distâncias percorridas e os recursos disponíveis às famílias. Essa distinção permite uma pergunta analítica precisa: as diferenças regionais na utilização decorrem apenas da composição das populações, isto é, de quem vive em cada região, ou persistem entre jovens de perfil semelhante, sugerindo efeitos do contexto?

No Brasil, o Sistema Único de Saúde (SUS) ampliou de forma expressiva a cobertura assistencial desde 1990, mas persistem desigualdades geográficas e insuficiência de financiamento, apontadas como desafios centrais para a sustentabilidade do sistema (Castro *et al.*, 2019). A Estratégia Saúde da Família, principal modelo de atenção primária, alcançava 62,6% da população em 2019, com cobertura mais elevada entre os grupos de menor renda e escolaridade (Giovanella *et al.*, 2021). Ainda assim, análises da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2019 para a população geral apontaram que residentes das regiões Norte e Nordeste realizavam menos consultas médicas e procuravam menos os serviços do que os residentes do Sul e do Sudeste (Palmeira *et al.*, 2022).

A região Norte acumula condicionantes próprios. A dispersão populacional, a dependência do transporte fluvial e a concentração de serviços especializados nas capitais impõem custos de deslocamento e descontinuidade do cuidado às populações ribeirinhas e rurais da Amazônia (Garnelo *et al.*, 2020; Rocha *et al.*, 2023). Entre os municípios rurais remotos do país, os agrupamentos amazônicos destacam-se pela dependência de equipes de saúde da família ribeirinhas e fluviais e de transferências intergovernamentais para sustentar a oferta de atenção primária (Schenkman; Bousquat, 2024).

Apesar desse quadro, a utilização de serviços por adolescentes e adultos jovens permanece pouco examinada sob a ótica territorial. Os estudos nacionais disponíveis tratam da população geral (Palmeira *et al.*, 2022), de escolares de 13 a 17 anos (Silva *et al.*, 2023) ou de desfechos específicos, como internações (Andrade; Jesus; Mistro, 2023) e desigualdades raciais no acesso (Coelho *et al.*, 2025), sem decompor a variação entre regiões e UF para a faixa de 15 a 24 anos, sem verificar se essa variação resiste ao ajuste por fatores individuais e sem examinar sua estrutura espacial. Uma análise que combine estimativas populacionais, modelagem multivariável e estatística espacial pode indicar onde as lacunas se concentram e em que medida elas refletem o perfil das populações ou a organização da oferta.

Diante disso, o objetivo deste estudo foi analisar a procura e a utilização de serviços de saúde por adolescentes e adultos jovens brasileiros segundo características sociodemográficas, macrorregiões e UF, com base na PNS 2019, verificando se as diferenças regionais persistem após o ajuste por fatores predisponentes, capacitantes e de necessidade e se apresentam autocorrelação espacial.

2 MÉTODOS

2.1 DESENHO, FONTE DE DADOS E POPULAÇÃO

Trata-se de estudo transversal, de base populacional, com microdados da PNS 2019, inquérito domiciliar conduzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em parceria com o Ministério da Saúde (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2020; Stopa *et al.*, 2020). A PNS 2019 empregou amostragem por conglomerados em três estágios: setores censitários ou conjuntos de setores como unidades primárias de amostragem (UPA), domicílios e, no terceiro estágio, um morador de 15 anos ou mais para o questionário individual. A estratificação das UPA foi realizada dentro de cada UF, o que assegura representatividade para o país, as grandes regiões e as UF (Stopa *et al.*, 2020). A coleta ocorreu entre agosto de 2019 e março de 2020 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2020). A terceira edição da pesquisa encontra-se em campo em 2026, de modo que a edição de 2019 permanece a mais recente com microdados disponíveis.

O questionário compreende três partes: domiciliar, de todos os moradores e do morador selecionado (Stopa *et al.*, 2020). Os desfechos deste estudo integram o módulo J (utilização de serviços de saúde), aplicado a todos os moradores dos domicílios com entrevista realizada, o que corresponde à abordagem adotada pelo IBGE na divulgação oficial desses indicadores (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2020). Das 293.726 pessoas do arquivo de microdados, 279.382 residiam em domicílios com entrevista realizada; destas, 43.827 tinham entre 15 e 24 anos e compuseram a população de estudo, representando, após a ponderação, cerca de 31,3 milhões de jovens. Os participantes foram subdivididos em adolescentes (15 a 19 anos) e adultos jovens (20 a 24 anos) (World Health Organization, 2023).

A PNS 2019 foi aprovada pela Comissão Nacional de Ética em Pesquisa (parecer nº 3.529.376, de 23 de agosto de 2019). Por se tratar de análise de microdados públicos e anonimizados, dispensou-se nova submissão a comitê de ética.

2.2 DESFECHOS

Foram analisados três desfechos dicotômicos. A **procura por atendimento** derivou da questão J14: “Nas duas últimas semanas, procurou algum lugar, serviço ou profissional de saúde para atendimento relacionado à própria saúde?”. A **consulta médica no último ano** derivou da questão J11a (“Quando consultou um médico pela última vez?”); a resposta “até 1 ano” constituiu a categoria positiva, e as alternativas “mais de 1 ano a 2 anos”, “mais de 2 anos a 3 anos”, “mais de 3 anos” e “nunca foi ao médico” formaram a categoria negativa. A **internação hospitalar** correspondeu à questão J37: “Nos últimos doze meses, ficou internado(a) em hospital por 24 horas ou mais?”. Em

análise complementar, excluíram-se as internações cujo principal atendimento foi parto normal ou cesáreo (questão J39), de modo a isolar as internações não obstétricas.

Entre os que procuraram atendimento nas duas semanas anteriores, descreveu-se o motivo principal da procura (questão J15a). Descreveu-se também a existência de serviço de uso regular (questão J09) e, entre os que o possuíam, a proporção que tinha a unidade básica de saúde como serviço habitual (questão J10a).

2.3 VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

As variáveis foram organizadas segundo o modelo comportamental de Andersen (Lederle; Tempes; Bitzer, 2021). Como fatores predisponentes, consideraram-se faixa etária (15 a 19; 20 a 24 anos), sexo, raça/cor da pele autodeclarada (branca; preta; parda; amarela; indígena; as duas últimas agrupadas nos modelos) e nível de instrução (sem instrução a superior completo, agrupado nos modelos em até fundamental completo; médio incompleto; médio completo; superior incompleto ou completo). Como fatores capacitantes, incluíram-se os quintis de renda domiciliar per capita, calculados com ponderação na própria população de estudo (limites de R$ 339, R$ 590, R$ 900 e R$ 1.482), a posse de plano de saúde médico privado e a situação censitária do domicílio (urbana; rural). Como fatores de necessidade, utilizaram-se a autoavaliação do estado de saúde (muito bom ou bom; regular; ruim ou muito ruim) e o diagnóstico médico de doença crônica, física ou mental, de longa duração, ambos disponíveis no módulo J para todos os moradores.

Como o módulo J admite informante substituto, registrou-se ainda o tipo de informante (o próprio jovem; outro morador ou pessoa não moradora), tratado como variável de ajuste. A dimensão territorial foi representada pela macrorregião (Norte; Nordeste; Centro-Oeste; Sudeste; Sul) e pela UF de residência.

2.4 ANÁLISE ESTATÍSTICA

Todas as estimativas incorporaram o plano amostral complexo: pesos dos moradores calibrados pelas projeções populacionais (V00281), estratos (V0024) e UPA (UPA_PNS). As variâncias foram obtidas por linearização de Taylor, com a população de 15 a 24 anos tratada como domínio da amostra completa, de forma a preservar a estrutura de estratos e conglomerados. Os intervalos de confiança de 95% (IC95%) das prevalências foram calculados na escala logito.

Na etapa descritiva, estimaram-se as prevalências dos desfechos segundo cada variável. As associações brutas foram avaliadas por teste de Wald com correção F para o número de graus de liberdade do desenho (7.454, correspondentes a 8.028 UPA distribuídas em 574 estratos).

Na etapa analítica, ajustaram-se modelos de regressão de Poisson ponderados, com variância sanduíche linearizada, para estimar razões de prevalência (RP), estratégia adequada a desfechos frequentes em estudos transversais e empregada em análises da PNS 2019 (Malta *et al.*, 2022). A macrorregião foi a exposição principal, com o Sudeste como referência. Adotou-se modelagem hierárquica em blocos: o modelo 1 incluiu faixa etária, sexo e tipo de informante; o modelo 2 acrescentou raça/cor, instrução, renda e situação do domicílio; o modelo 3 acrescentou plano de saúde e os fatores de necessidade. A significância conjunta da macrorregião foi testada pelo teste de Wald com correção F. A proporção da diferença bruta explicada pelos fatores individuais foi expressa como a atenuação do logaritmo da RP entre o modelo bruto e o modelo 3, isto é, $1 - \ln(RP_{ajustada})/\ln(RP_{bruta})$. Os modelos foram ajustados para os 43.787 jovens sem dados faltantes em todas as covariáveis (99,9% da população de estudo). As tendências segundo instrução e renda foram testadas por modelos com escore ordinal.

Duas análises de sensibilidade verificaram a robustez das estimativas regionais do modelo 3: a restrição aos jovens que responderam ao módulo J sobre si mesmos (n = 14.136) e a repetição da análise na subamostra de moradores selecionados para a entrevista individual, com o respectivo peso calibrado (V00291; n = 10.455).

Na etapa territorial, estimaram-se as prevalências por UF e quantificou-se a heterogeneidade entre elas por modelo de efeitos aleatórios aplicado às prevalências em escala logito, com variância entre UF (τ^2) estimada pelo método de DerSimonian e Laird (DerSimonian; Laird, 1986) e heterogeneidade expressa pelo índice I^2 (Higgins; Thompson, 2002). Em metarregressão com a macrorregião como moderadora, calculou-se a proporção da variância entre UF por ela explicada, $R^2 = (\tau^2_{total} - \tau^2_{residual})/\tau^2_{total}$. A dependência espacial foi avaliada pelo índice global de Moran e pelos indicadores locais de associação espacial (LISA) (Anselin, 1995), com matriz de contiguidade do tipo rainha entre as 27 UF, padronizada por linha (média de 3,8 vizinhos; nenhuma unidade isolada), e significância obtida por 9.999 permutações; as UF foram classificadas em agrupamentos alto-alto, baixo-baixo, alto-baixo ou baixo-alto quando $p < 0,05$.

As análises foram executadas em Python 3, com as bibliotecas *pandas*, *NumPy*, *SciPy*, *statsmodels*, *GeoPandas*, *libpysal* e *esda*; as rotinas de estimação para amostras complexas foram implementadas pelos autores e validadas pela reprodução dos indicadores oficiais para a população total (procura: 18,6%; consulta médica: 76,2%; internação: 6,6%) (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2020). Adotou-se nível de significância de 5%.

3 RESULTADOS

3.1 CARACTERÍSTICAS DA POPULAÇÃO

A população de 15 a 24 anos distribuiu-se de forma equilibrada entre adolescentes (50,7%) e adultos jovens (49,3%) e entre os sexos. Predominaram jovens pardos (49,0%), com ensino médio completo ou incompleto (55,2%), residentes em área urbana (85,1%) e sem plano de saúde privado (80,0%). A maior parte avaliou a própria saúde como muito boa ou boa (85,7%), e 12,2% tinham diagnóstico de doença crônica. Em 29,3% dos casos, o próprio jovem respondeu ao módulo de utilização de serviços, proporção que variou de 24,0% no Sudeste a 36,1% no Norte. O Sudeste concentrou 39,7% da população estudada, seguido do Nordeste (29,0%), do Sul (13,1%), do Norte (10,2%) e do Centro-Oeste (8,0%) (Tabela 1).

Tabela 1. Características de adolescentes e adultos jovens (15 a 24 anos). Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil, 2019 (n = 43.827).

Variável	n	% (IC95%)
Faixa etária		
15 a 19 anos	22.425	50,7 (50,0; 51,5)
20 a 24 anos	21.402	49,3 (48,5; 50,0)
Sexo		
Masculino	22.161	50,3 (49,6; 51,1)
Feminino	21.666	49,7 (48,9; 50,4)
Raça/cor da pele		
Branca	13.855	38,9 (38,0; 39,9)
Preta	4.442	10,8 (10,2; 11,4)
Amarela	215	0,8 (0,6; 1,1)
Parda	24.987	49,0 (48,1; 50,0)
Indígena	324	0,4 (0,3; 0,5)
Nível de instrução		
Sem instrução	495	1,0 (0,8; 1,1)
Fundamental incompleto	7.765	15,5 (14,9; 16,1)
Fundamental completo	5.877	13,0 (12,5; 13,5)
Médio incompleto	9.985	23,1 (22,4; 23,7)
Médio completo	13.265	32,1 (31,3; 32,9)
Superior incompleto	4.860	11,6 (11,0; 12,2)
Superior completo	1.580	3,8 (3,5; 4,2)

Variável	n	% (IC95%)
Renda domiciliar per capita (quintis)		
Q1	11.246	20,0 (19,3; 20,8)
Q2	9.575	20,0 (19,2; 20,8)
Q3	8.456	20,3 (19,5; 21,1)
Q4	7.372	19,7 (18,9; 20,6)
Q5	7.142	20,0 (19,1; 20,9)
Plano de saúde privado		
Não	36.903	80,0 (79,1; 80,8)
Sim	6.924	20,0 (19,2; 20,9)
Situação do domicílio		
Urbana	33.298	85,1 (84,4; 85,7)
Rural	10.529	14,9 (14,3; 15,6)
Autoavaliação de saúde		
Muito bom/bom	36.802	85,7 (85,1; 86,2)
Regular	6.400	13,0 (12,5; 13,6)
Ruim/muito ruim	625	1,3 (1,1; 1,5)
Doença crônica diagnosticada		
Não	39.047	87,8 (87,2; 88,4)
Sim	4.780	12,2 (11,6; 12,8)
Informante do módulo J		
Próprio jovem	14.146	29,3 (28,5; 30,0)
Outro morador ou não morador	29.681	70,7 (70,0; 71,5)
Macrorregião		
Norte	10.902	10,2 (9,7; 10,7)
Nordeste	16.206	29,0 (28,2; 29,9)
Centro-Oeste	4.608	8,0 (7,5; 8,4)
Sudeste	7.932	39,7 (38,5; 40,9)
Sul	4.179	13,1 (12,5; 13,8)

n: número de participantes na amostra (não ponderado); %: proporção ponderada; IC95%: intervalo de confiança de 95%.
Quatro jovens sem informação de raça/cor e 36 sem informação de renda.
Fonte: elaborada pelos autores com microdados da PNS 2019 (IBGE).

3.2 PREVALÊNCIAS SEGUNDO CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS

No conjunto do país, 12,9% (IC95%: 12,3; 13,5) dos jovens procuraram atendimento de saúde nas duas semanas anteriores à entrevista, 65,7% (IC95%: 64,9; 66,6) consultaram um médico no último ano e 4,6% (IC95%: 4,3; 5,0) estiveram internados por 24 horas ou mais no mesmo período. Excluídas as internações por parto, que corresponderam a 34,4% (IC95%: 31,2; 37,7) das internações de jovens e a 49,4% das internações de mulheres jovens, a prevalência de internação foi de 3,1% (IC95%: 2,8; 3,4).

As maiores diferenças ocorreram segundo o sexo e as condições de saúde (Tabela 2). Entre as mulheres, a consulta médica no último ano alcançou 74,8%, ante 56,8% entre os homens, e a procura recente foi quase duas vezes mais frequente (16,6% contra 9,2%). A procura chegou a 39,2% entre os que avaliaram a saúde como ruim ou muito ruim e a 25,4% entre os portadores de doença crônica.

Os indicadores capacitantes mostraram gradientes regulares. A consulta médica passou de 60,1% no primeiro para 74,9% no quinto quintil de renda (RP por quintil = 1,05; IC95%: 1,05; 1,06) e de 55,9% entre os que não concluíram o ensino fundamental para 76,4% entre os que concluíram o superior (RP por nível = 1,06; IC95%: 1,05; 1,07). Os beneficiários de plano privado consultaram médico com maior frequência (81,5% contra 61,8%), assim como os residentes em área urbana (67,2% contra 57,2%). A internação seguiu sentido oposto ao da renda, de 6,1% no primeiro para 3,7% no quinto quintil (RP por quintil = 0,90; IC95%: 0,86; 0,94). Jovens pardos (63,3%) e pretos (66,3%) consultaram médico com menor frequência que os brancos (68,5%) na análise bruta. As estimativas obtidas quando o próprio jovem informou foram mais elevadas que as relatadas por terceiros, sobretudo para a internação (7,6% contra 3,4%).

Tabela 2. Prevalência de procura por atendimento, consulta médica e internação hospitalar entre adolescentes e adultos jovens, segundo características individuais e macrorregião. Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil, 2019.

	Procura por atendimento (2 semanas)		Consulta médica (12 meses)		Internação (12 meses)	
Variável	**% (IC95%)**	**p**	**% (IC95%)**	**p**	**% (IC95%)**	**p**
Brasil	12,9 (12,3; 13,5)		65,7 (64,9; 66,6)		4,6 (4,3; 5,0)	
Faixa etária		p = 0,019		p < 0,001		p < 0,001
15 a 19 anos	12,2 (11,5; 13,0)		64,3 (63,1; 65,4)		3,9 (3,6; 4,4)	
20 a 24 anos	13,6 (12,7; 14,4)		67,2 (66,1; 68,3)		5,4 (4,9; 5,9)	
Sexo		p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001
Masculino	9,2 (8,5; 9,9)		56,8 (55,6; 58,0)		2,8 (2,5; 3,2)	
Feminino	16,6 (15,8; 17,5)		74,8 (73,8; 75,7)		6,5 (6,0; 7,0)	
Raça/cor da pele		p = 0,011		p < 0,001		p = 0,372
Branca	13,8 (12,8; 14,8)		68,5 (67,1; 69,8)		4,3 (3,8; 4,8)	
Preta	13,8 (12,1; 15,7)		66,3 (64,0; 68,5)		4,4 (3,6; 5,3)	
Amarela	18,0 (10,5; 29,2)		78,5 (67,5; 86,5)		4,6 (1,8; 10,9)	
Parda	11,9 (11,2; 12,7)		63,3 (62,1; 64,4)		5,0 (4,6; 5,4)	
Indígena	9,3 (5,2; 15,9)		58,8 (43,8; 72,4)		4,5 (2,0; 9,9)	
Nível de instrução		p < 0,001		p < 0,001		p = 0,264
Sem instrução	20,3 (13,1; 30,1)		62,9 (55,1; 70,1)		6,7 (4,2; 10,5)	
Fundamental incompleto	10,7 (9,6; 11,8)		55,9 (53,9; 57,8)		4,9 (4,3; 5,7)	
Fundamental completo	10,6 (9,4; 11,9)		62,9 (60,8; 64,9)		4,6 (3,8; 5,4)	
Médio incompleto	13,6 (12,4; 14,8)		65,5 (63,9; 67,0)		4,9 (4,2; 5,6)	
Médio completo	13,1 (12,1; 14,1)		67,8 (66,3; 69,3)		4,7 (4,1; 5,3)	

Variável	Procura por atendimento (2 semanas)		Consulta médica (12 meses)		Internação (12 meses)	
	% (IC95%)	p	% (IC95%)	p	% (IC95%)	p
Superior incompleto	14,8 (12,8; 17,1)		73,5 (71,4; 75,5)		3,9 (3,1; 4,9)	
Superior completo	16,6 (13,7; 19,9)		76,4 (73,0; 79,5)		3,7 (2,6; 5,1)	
Renda domiciliar per capita (quintis)		p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001
Q1	11,0 (10,1; 12,0)		60,1 (58,5; 61,7)		6,1 (5,4; 6,9)	
Q2	12,4 (11,2; 13,7)		61,9 (60,2; 63,7)		4,7 (4,1; 5,4)	
Q3	12,2 (11,1; 13,5)		64,4 (62,6; 66,1)		4,1 (3,4; 4,9)	
Q4	13,2 (12,0; 14,5)		67,4 (65,1; 69,6)		4,6 (3,9; 5,4)	
Q5	15,7 (14,0; 17,5)		74,9 (73,0; 76,6)		3,7 (3,2; 4,4)	
Plano de saúde privado		p < 0,001		p < 0,001		p = 0,016
Não	11,5 (10,9; 12,2)		61,8 (60,8; 62,7)		4,4 (4,1; 4,8)	
Sim	18,3 (16,8; 19,9)		81,5 (79,9; 83,0)		5,4 (4,7; 6,3)	
Situação do domicílio		p < 0,001		p < 0,001		p = 0,908
Urbana	13,4 (12,7; 14,0)		67,2 (66,3; 68,2)		4,6 (4,3; 5,0)	
Rural	10,2 (9,3; 11,3)		57,2 (55,4; 58,9)		4,6 (4,1; 5,1)	
Autoavaliação de saúde		p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001
Muito bom/bom	11,1 (10,5; 11,8)		63,9 (63,0; 64,8)		3,9 (3,6; 4,2)	
Regular	21,7 (20,0; 23,5)		75,7 (73,6; 77,6)		8,5 (7,4; 9,6)	
Ruim/muito ruim	39,2 (33,1; 45,7)		87,1 (82,5; 90,6)		15,2 (11,4; 20,0)	
Doença crônica diagnosticada		p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001

Variável	Procura por atendimento (2 semanas)		Consulta médica (12 meses)		Internação (12 meses)	
	% (IC95%)	p	% (IC95%)	p	% (IC95%)	p
Não	11,1 (10,6; 11,8)		62,8 (61,9; 63,8)		4,1 (3,8; 4,4)	
Sim	25,4 (23,5; 27,5)		86,6 (84,9; 88,1)		8,7 (7,6; 10,1)	
Informante do módulo J		p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001
Próprio jovem	16,6 (15,6; 17,6)		70,8 (69,6; 71,9)		7,6 (6,9; 8,4)	
Outro morador ou não morador	11,4 (10,7; 12,1)		63,7 (62,6; 64,7)		3,4 (3,1; 3,8)	
Macrorregião		p < 0,001		p < 0,001		p = 0,001
Norte	10,5 (9,5; 11,5)		58,7 (56,9; 60,6)		4,6 (4,1; 5,2)	
Nordeste	11,4 (10,7; 12,2)		60,9 (59,7; 62,1)		4,3 (3,9; 4,7)	
Centro-Oeste	11,2 (10,1; 12,5)		64,7 (62,4; 66,9)		6,5 (5,5; 7,7)	
Sudeste	14,6 (13,4; 15,9)		70,5 (68,7; 72,2)		4,4 (3,9; 5,1)	
Sul	13,8 (12,4; 15,2)		68,0 (66,0; 70,0)		4,9 (4,2; 5,8)	

p: teste de Wald com correção F para o plano amostral (associação bruta entre a variável e o desfecho).
Fonte: elaborada pelos autores com microdados da PNS 2019 (IBGE).

3.3 DIFERENÇAS ENTRE MACRORREGIÕES E EFEITO DO AJUSTE

As cinco macrorregiões diferiram nos três desfechos (Tabela 3). A consulta médica no último ano variou de 58,7% (IC95%: 56,9; 60,6) no Norte e 60,9% (IC95%: 59,7; 62,1) no Nordeste a 68,0% (IC95%: 66,0; 70,0) no Sul e 70,5% (IC95%: 68,7; 72,2) no Sudeste, uma diferença bruta de 11,8 pontos percentuais entre o Norte e o Sudeste (RP = 0,83; IC95%: 0,80; 0,87). A procura recente foi de 10,5% no Norte e de 14,6% no Sudeste (RP = 0,71; IC95%: 0,63; 0,81), com valores intermediários no Nordeste e no Centro-Oeste.

O ajuste por fatores individuais reduziu, sem eliminar, as diferenças regionais (Figura 3). No modelo 3, a consulta médica permaneceu menos frequente no Norte (RP = 0,89; IC95%: 0,86; 0,93), no Nordeste (RP = 0,93; IC95%: 0,90; 0,96) e no Centro-Oeste (RP = 0,93; IC95%: 0,89; 0,97), e o efeito conjunto da macrorregião manteve-se significativo (F = 10,36; p < 0,001). A atenuação do

logaritmo da RP foi de 37% no Norte e de 47% no Nordeste, o que indica que pouco menos da metade da desvantagem desses territórios se explica pela composição socioeconômica e de necessidades de sua população jovem. A maior parte da atenuação ocorreu na passagem para o modelo 2, com a inclusão de renda, instrução, raça/cor e situação do domicílio. Para a procura recente, as RP ajustadas foram de 0,78 (IC95%: 0,68; 0,89) no Norte, 0,85 (IC95%: 0,76; 0,95) no Nordeste e 0,76 (IC95%: 0,67; 0,88) no Centro-Oeste; no Centro-Oeste, o ajuste não modificou a magnitude da diferença.

A internação comportou-se de modo distinto. O Centro-Oeste apresentou a prevalência mais elevada (6,5%; RP ajustada = 1,38; IC95%: 1,12; 1,71), e o Nordeste passou a exibir prevalência menor que a do Sudeste após o ajuste (RP = 0,82; IC95%: 0,69; 0,98), efeito ocultado na análise bruta pela concentração de jovens de baixa renda, grupo com mais internações. Excluídas as internações por parto, o Centro-Oeste (RP = 1,46; IC95%: 1,11; 1,91) e o Sul (RP = 1,36; IC95%: 1,04; 1,77) apresentaram as maiores prevalências.

As análises de sensibilidade confirmaram o padrão da consulta médica (Tabela 4). Entre os jovens que responderam sobre si mesmos, as RP ajustadas foram de 0,90 (IC95%: 0,86; 0,94) no Norte e de 0,95 (IC95%: 0,91; 0,99) no Nordeste; na subamostra de moradores selecionados, de 0,89 (IC95%: 0,83; 0,94) e 0,92 (IC95%: 0,87; 0,97), respectivamente. Para a procura recente, a direção das associações foi mantida, embora com maior imprecisão entre os autorrelatos.

Tabela 3. Prevalência e razões de prevalência (RP) bruta e ajustadas dos indicadores de utilização de serviços de saúde entre adolescentes e adultos jovens, segundo macrorregião (referência: Sudeste). Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil, 2019.

Macrorregião	% (IC95%)	RP bruta (IC95%)	RP modelo 1 (IC95%)	RP modelo 2 (IC95%)	RP modelo 3 (IC95%)
Procura por atendimento (2 semanas)					
Norte	10,5 (9,5; 11,5)	0,71 (0,63; 0,81)	0,68 (0,60; 0,78)	0,75 (0,65; 0,86)	0,78 (0,68; 0,89)
Nordeste	11,4 (10,7; 12,2)	0,78 (0,70; 0,87)	0,76 (0,68; 0,84)	0,84 (0,75; 0,94)	0,85 (0,76; 0,95)
Centro-Oeste	11,2 (10,1; 12,5)	0,77 (0,67; 0,88)	0,73 (0,64; 0,84)	0,74 (0,64; 0,85)	0,76 (0,67; 0,88)
Sudeste	14,6 (13,4; 15,9)	1,00	1,00	1,00	1,00
Sul	13,8 (12,4; 15,2)	0,94 (0,82; 1,07)	0,92 (0,81; 1,05)	0,91 (0,80; 1,04)	0,93 (0,81; 1,06)
Wald (região), p		< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Consulta médica (12 meses)					
Norte	58,7 (56,9; 60,6)	0,83 (0,80; 0,87)	0,83 (0,79; 0,86)	0,87 (0,84; 0,91)	0,89 (0,86; 0,93)
Nordeste	60,9 (59,7; 62,1)	0,86 (0,84; 0,89)	0,86 (0,83; 0,89)	0,91 (0,89; 0,94)	0,93 (0,90; 0,96)
Centro-Oeste	64,7 (62,4; 66,9)	0,92 (0,88; 0,96)	0,91 (0,87; 0,94)	0,91 (0,87; 0,95)	0,93 (0,89; 0,97)
Sudeste	70,5 (68,7; 72,2)	1,00	1,00	1,00	1,00
Sul	68,0 (66,0; 70,0)	0,97 (0,93; 1,00)	0,96 (0,93; 1,00)	0,96 (0,92; 1,00)	0,97 (0,94; 1,01)
Wald (região), p		< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Internação (12 meses)					
Norte	4,6 (4,1; 5,2)	1,05 (0,87; 1,26)	0,96 (0,80; 1,15)	0,85 (0,71; 1,03)	0,89 (0,74; 1,07)
Nordeste	4,3 (3,9; 4,7)	0,97 (0,82; 1,14)	0,91 (0,77; 1,08)	0,80 (0,67; 0,96)	0,82 (0,69; 0,98)
Centro-Oeste	6,5 (5,5; 7,7)	1,47 (1,18; 1,83)	1,35 (1,08; 1,67)	1,33 (1,08; 1,64)	1,38 (1,12; 1,71)
Sudeste	4,4 (3,9; 5,1)	1,00	1,00	1,00	1,00
Sul	4,9 (4,2; 5,8)	1,11 (0,90; 1,37)	1,06 (0,86; 1,32)	1,10 (0,88; 1,36)	1,13 (0,91; 1,40)
Wald (região), p		0,001	0,002	< 0,001	< 0,001
Internação não obstétrica (12 meses)					
Norte	2,5 (2,2; 3,0)	0,87 (0,69; 1,10)	0,83 (0,65; 1,05)	0,86 (0,67; 1,09)	0,92 (0,72; 1,17)
Nordeste	2,8 (2,5; 3,2)	0,96 (0,77; 1,19)	0,92 (0,74; 1,15)	0,96 (0,76; 1,22)	0,98 (0,78; 1,24)
Centro-Oeste	4,2 (3,4; 5,2)	1,45 (1,11; 1,91)	1,39 (1,06; 1,83)	1,39 (1,05; 1,82)	1,46 (1,11; 1,91)
Sudeste	2,9 (2,4; 3,5)	1,00	1,00	1,00	1,00
Sul	4,0 (3,3; 4,8)	1,38 (1,07; 1,77)	1,34 (1,04; 1,73)	1,31 (1,01; 1,71)	1,36 (1,04; 1,77)
Wald (região), p		< 0,001	< 0,001	0,002	0,002

Regressão de Poisson ponderada com variância linearizada (n = 43.787; internação não obstétrica: n = 43.043). Modelo 1: faixa etária, sexo e tipo de informante. Modelo 2: modelo 1 + raça/cor, instrução, quintil de renda e situação do domicílio. Modelo 3: modelo 2 + plano de saúde, autoavaliação de saúde e doença crônica. Wald: teste conjunto da macrorregião com correção F.

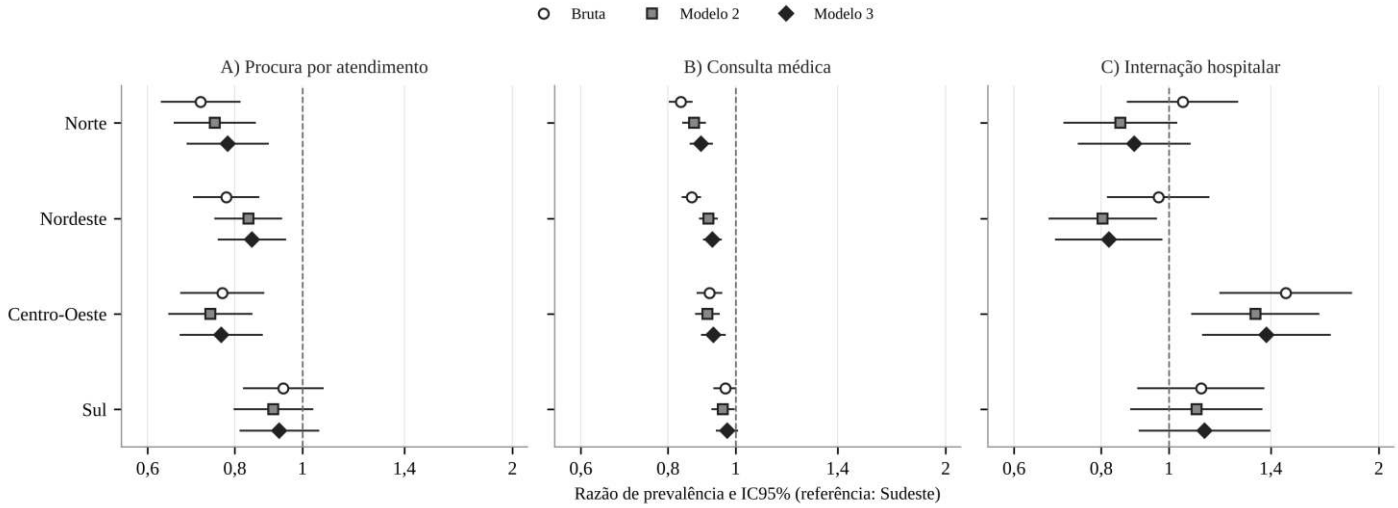
Fonte: elaborada pelos autores com microdados da PNS 2019 (IBGE).

Tabela 4. Análises de sensibilidade: razões de prevalência ajustadas (modelo 3) segundo macrorregião (referência: Sudeste) na população total, entre os jovens que responderam sobre si mesmos e na subamostra de moradores selecionados. Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil, 2019.

Macrorregião	Todos os moradores (n = 43.787)	Autorrelato (n = 14.136)	Moradores selecionados (n = 10.455)
Procura por atendimento (2 semanas)			
Norte	0,78 (0,68; 0,89)	0,83 (0,69; 1,01)	0,67 (0,53; 0,86)
Nordeste	0,85 (0,76; 0,95)	0,89 (0,76; 1,04)	0,61 (0,49; 0,76)
Centro-Oeste	0,76 (0,67; 0,88)	0,72 (0,59; 0,87)	0,47 (0,36; 0,61)
Sul	0,93 (0,81; 1,06)	1,00 (0,82; 1,20)	0,79 (0,62; 1,00)
Consulta médica (12 meses)			
Norte	0,89 (0,86; 0,93)	0,90 (0,86; 0,94)	0,89 (0,83; 0,94)
Nordeste	0,93 (0,90; 0,96)	0,95 (0,91; 0,99)	0,92 (0,87; 0,97)
Centro-Oeste	0,93 (0,89; 0,97)	0,91 (0,86; 0,97)	0,93 (0,87; 0,99)
Sul	0,97 (0,94; 1,01)	1,03 (0,97; 1,08)	1,01 (0,95; 1,07)
Internação (12 meses)			
Norte	0,89 (0,74; 1,07)	0,81 (0,63; 1,05)	0,93 (0,64; 1,34)
Nordeste	0,82 (0,69; 0,98)	0,72 (0,55; 0,92)	0,70 (0,50; 1,00)
Centro-Oeste	1,38 (1,12; 1,71)	1,35 (1,01; 1,81)	1,40 (0,90; 2,18)
Sul	1,13 (0,91; 1,40)	1,08 (0,79; 1,48)	1,09 (0,68; 1,72)

Na análise restrita ao autorrelato, o tipo de informante foi retirado do modelo. Na subamostra de moradores selecionados, utilizou-se o peso V00291.
Fonte: elaborada pelos autores com microdados da PNS 2019 (IBGE).

Figura 1. Razões de prevalência bruta e ajustadas dos indicadores de utilização de serviços de saúde entre adolescentes e adultos jovens, segundo macrorregião, em relação ao Sudeste. Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil, 2019.



Bruta: sem ajuste; modelo 2: ajustado por faixa etária, sexo, informante, raça/cor, instrução, renda e situação do domicílio; modelo 3: modelo 2 + plano de saúde, autoavaliação de saúde e doença crônica. Eixo em escala logarítmica; barras indicam IC95%.
Fonte: elaborada pelos autores com microdados da PNS 2019 (IBGE).

3.4 FATORES INDIVIDUAIS NO MODELO AJUSTADO

No modelo 3 (Tabela 5), ser do sexo feminino associou-se a maior procura (RP = 1,65; IC95%: 1,51; 1,80), consulta (RP = 1,28; IC95%: 1,25; 1,31) e internação (RP = 2,00; IC95%: 1,73; 2,32). A posse de plano privado elevou a consulta em 24% (RP = 1,24; IC95%: 1,21; 1,27) e a procura em 48% (RP = 1,48; IC95%: 1,31; 1,68). A residência rural reduziu a procura (RP = 0,88; IC95%: 0,79; 0,98) e a consulta (RP = 0,93; IC95%: 0,90; 0,96). Os fatores de necessidade foram os mais fortemente associados à procura: autoavaliação de saúde ruim ou muito ruim (RP = 2,83; IC95%: 2,39; 3,36) e doença crônica (RP = 1,70; IC95%: 1,55; 1,87). Após o ajuste, a raça/cor deixou de se associar a qualquer dos desfechos. A internação foi menos frequente nos estratos de maior renda (quinto quintil: RP = 0,58; IC95%: 0,44; 0,76) e de maior instrução (superior: RP = 0,62; IC95%: 0,47; 0,81), mas mais frequente entre beneficiários de plano privado (RP = 1,62; IC95%: 1,33; 1,97).

Tabela 5. Razões de prevalência ajustadas (modelo 3) dos fatores individuais associados à utilização de serviços de saúde entre adolescentes e adultos jovens. Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil, 2019.

Variável	Procura (2 semanas) RP (IC95%)	Consulta médica RP (IC95%)	Internação RP (IC95%)
Faixa etária			
20 a 24 anos (ref.: 15 a 19)	1,03 (0,94; 1,13)	1,00 (0,97; 1,02)	1,43 (1,22; 1,69)
Sexo			
Feminino (ref.: masculino)	1,65 (1,51; 1,80)	1,28 (1,25; 1,31)	2,00 (1,73; 2,32)
Raça/cor (ref.: branca)			
Preta	1,05 (0,91; 1,21)	1,03 (0,99; 1,07)	0,88 (0,69; 1,11)
Parda	0,96 (0,87; 1,07)	1,00 (0,98; 1,03)	1,05 (0,89; 1,24)
Amarela ou indígena	0,94 (0,62; 1,44)	1,00 (0,91; 1,11)	0,79 (0,40; 1,55)
Instrução (ref.: até fundamental completo)			
Médio incompleto	1,16 (1,03; 1,29)	1,06 (1,02; 1,09)	1,03 (0,86; 1,23)
Médio completo	1,03 (0,92; 1,15)	1,07 (1,03; 1,10)	0,81 (0,67; 0,98)
Superior incompleto ou completo	1,04 (0,89; 1,22)	1,07 (1,03; 1,12)	0,62 (0,47; 0,81)
Renda per capita (ref.: 1º quintil)			
2º quintil	1,11 (0,98; 1,25)	1,01 (0,97; 1,04)	0,76 (0,62; 0,92)
3º quintil	1,08 (0,94; 1,23)	1,02 (0,98; 1,06)	0,67 (0,53; 0,84)
4º quintil	1,10 (0,95; 1,26)	1,03 (0,98; 1,07)	0,72 (0,57; 0,91)
5º quintil	1,22 (1,04; 1,44)	1,07 (1,03; 1,12)	0,58 (0,44; 0,76)
Situação do domicílio			
Rural (ref.: urbana)	0,88 (0,79; 0,98)	0,93 (0,90; 0,96)	0,89 (0,78; 1,02)
Plano de saúde privado			
Sim (ref.: não)	1,48 (1,31; 1,68)	1,24 (1,21; 1,27)	1,62 (1,33; 1,97)
Autoavaliação de saúde (ref.: muito boa ou boa)			
Regular	1,82 (1,65; 2,01)	1,17 (1,13; 1,20)	1,78 (1,51; 2,09)
Ruim ou muito ruim	2,83 (2,39; 3,36)	1,26 (1,20; 1,33)	2,62 (1,93; 3,56)
Doença crônica			
Sim (ref.: não)	1,70 (1,55; 1,87)	1,26 (1,23; 1,29)	1,58 (1,32; 1,88)
Informante do módulo J			
Outro morador ou não morador (ref.: próprio jovem)	0,74 (0,68; 0,80)	0,93 (0,91; 0,95)	0,55 (0,48; 0,64)

RP: razão de prevalência por regressão de Poisson ponderada com variância linearizada, ajustada mutuamente e pela macrorregião (n = 43.787); ref.: categoria de referência.
Fonte: elaborada pelos autores com microdados da PNS 2019 (IBGE).

3.5 VARIAÇÃO ENTRE UNIDADES DA FEDERAÇÃO E ESTRUTURA ESPACIAL

A consulta médica no último ano variou de 54,3% no Pará e 54,4% no Amapá a 71,9% no Espírito Santo e 72,0% no Rio de Janeiro (Tabela 6; Figura 1). As sete UF com menores prevalências pertenciam ao Norte ou ao Nordeste (Pará, Amapá, Maranhão, Pernambuco, Ceará, Rondônia e Alagoas). A heterogeneidade entre UF foi elevada ($I^2 = 88,7\%$), e a macrorregião explicou 63,2% dessa variância, permanecendo heterogeneidade residual significativa ($Q_{res} = 85,6$; 22 graus de liberdade; $p < 0,001$). Para a procura recente, os valores oscilaram de 7,8% no Amapá a 17,1% em São Paulo ($I^2 = 77,5\%$; $R^2 = 33,5\%$), e para a internação, de 3,0% no Rio Grande do Norte a 8,1% em Mato Grosso ($I^2 = 69,0\%$; $R^2 = 27,7\%$). No nível das UF, a procura recente correlacionou-se com a consulta médica ($\rho = 0,60$; $p < 0,001$), mas nenhum dos dois indicadores se correlacionou com a internação.

Os três indicadores exibiram autocorrelação espacial positiva (Figura 2). Para a consulta médica, o índice global de Moran foi de 0,552 ($p < 0,001$), com agrupamento alto-alto contíguo formado por Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná e Mato Grosso do Sul e agrupamento baixo-baixo no Amapá. Para a procura recente ($I = 0,336$; $p = 0,007$), o agrupamento alto-alto reuniu São Paulo, Rio de Janeiro, Paraná e Mato Grosso do Sul, e o Pará configurou unidade baixo-baixo. A internação ($I = 0,412$; $p = 0,002$) formou agrupamento alto-alto no Brasil central (Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás e Tocantins) e baixo-baixo na Paraíba e no Rio Grande do Norte.

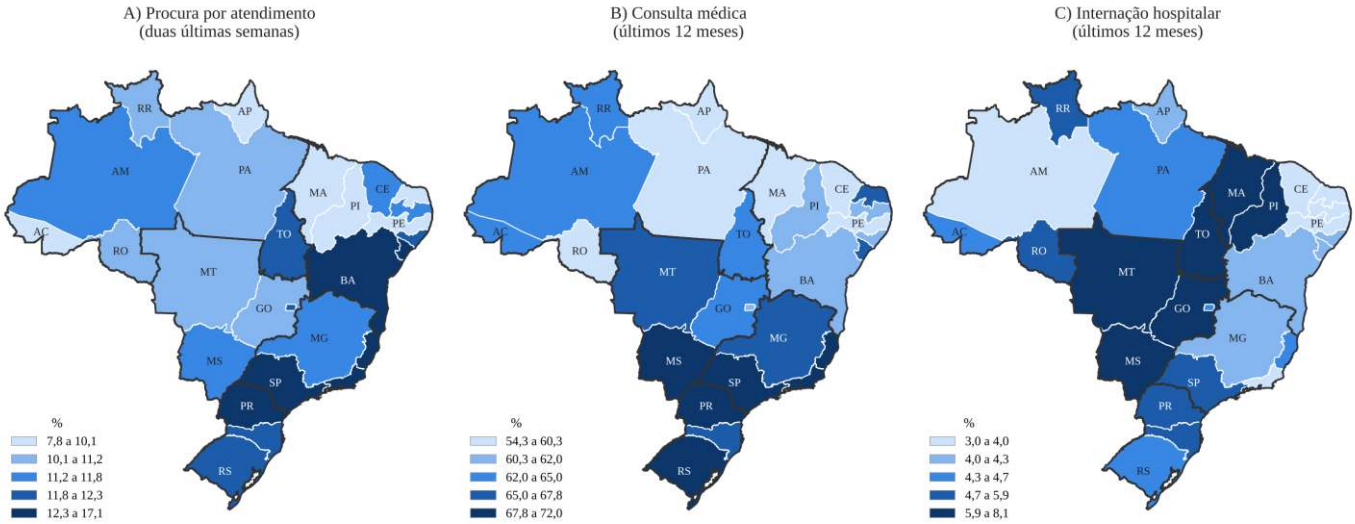
Tabela 6. Prevalência dos indicadores de utilização de serviços de saúde entre adolescentes e adultos jovens segundo unidade da Federação, com medidas de heterogeneidade e autocorrelação espacial. Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil, 2019.

Unidade da Federação	n	Procura (2 semanas) % (IC95%)	Consulta médica % (IC95%)	Internação % (IC95%)
Norte				
Rondônia	1.111	11,2 (8,6; 14,3)	60,3 (55,7; 64,7)	5,5 (4,3; 7,2)
Acre	1.507	8,3 (6,8; 10,0)	62,1 (59,1; 64,9)	4,6 (3,5; 5,9)
Amazonas	2.310	11,2 (9,5; 13,2)	64,5 (60,8; 68,0)	3,9 (3,1; 4,9)
Roraima	1.468	11,0 (9,0; 13,5)	64,7 (61,6; 67,7)	4,8 (3,8; 6,1)
Pará	2.262	10,2 (8,5; 12,2)	54,3 (51,1; 57,4)	4,6 (3,6; 5,7)
Amapá	1.253	7,8 (5,7; 10,6)	54,4 (50,1; 58,7)	4,2 (3,2; 5,6)
Tocantins	991	12,1 (9,8; 14,8)	64,9 (60,9; 68,8)	6,3 (4,7; 8,6)
Nordeste				
Maranhão	2.968	9,0 (7,9; 10,3)	58,0 (55,7; 60,2)	6,0 (5,0; 7,2)
Piauí	1.412	9,6 (8,1; 11,3)	62,0 (59,0; 65,0)	6,7 (5,2; 8,5)
Ceará	2.249	11,2 (9,5; 13,1)	59,9 (57,5; 62,3)	3,9 (3,1; 4,9)
Rio Grande do Norte	1.496	9,4 (7,5; 11,6)	65,0 (62,0; 67,8)	3,0 (2,2; 4,0)
Paraíba	1.542	11,8 (9,8; 14,1)	61,4 (58,2; 64,5)	3,0 (2,1; 4,2)
Pernambuco	1.904	10,0 (8,4; 11,9)	59,7 (56,2; 63,1)	3,9 (3,0; 5,2)
Alagoas	1.749	11,8 (9,8; 14,1)	60,3 (57,3; 63,2)	4,0 (3,0; 5,4)
Sergipe	1.255	13,9 (11,8; 16,4)	65,6 (62,3; 68,7)	4,1 (3,0; 5,6)
Bahia	1.631	14,1 (12,0; 16,5)	62,0 (58,3; 65,5)	4,1 (3,1; 5,4)
Sudeste				
Minas Gerais	2.163	11,4 (9,7; 13,4)	66,8 (63,9; 69,6)	4,2 (3,2; 5,4)
Espírito Santo	1.411	13,7 (11,4; 16,2)	71,9 (68,7; 74,9)	4,4 (3,3; 5,7)
Rio de Janeiro	1.861	12,3 (10,6; 14,3)	72,0 (69,3; 74,5)	3,5 (2,8; 4,5)
São Paulo	2.497	17,1 (15,1; 19,3)	71,6 (68,6; 74,4)	4,9 (4,0; 6,0)
Sul				
Paraná	1.619	16,1 (13,9; 18,7)	69,4 (66,0; 72,6)	5,2 (4,1; 6,5)
Santa Catarina	1.300	12,1 (10,2; 14,3)	65,8 (62,4; 68,9)	5,1 (3,9; 6,6)
Rio Grande do Sul	1.260	12,0 (9,8; 14,5)	67,9 (64,2; 71,5)	4,5 (3,3; 6,2)
Centro-Oeste				
Mato Grosso do Sul	1.178	11,7 (9,7; 14,2)	68,6 (65,7; 71,4)	6,5 (5,1; 8,1)
Mato Grosso	1.034	10,9 (8,9; 13,3)	67,2 (62,7; 71,4)	8,1 (6,4; 10,3)

Unidade da Federação	n	Procura (2 semanas) % (IC95%)	Consulta médica % (IC95%)	Internação % (IC95%)
Goiás	1.195	11,0 (9,0; 13,4)	63,6 (59,3; 67,7)	6,8 (4,9; 9,3)
Distrito Federal	1.201	11,8 (9,7; 14,4)	61,3 (57,1; 65,3)	4,3 (3,1; 6,1)
Medidas de heterogeneidade e dependência espacial				
Mínimo; máximo (UF)		7,8 (AP); 17,1 (SP)	54,3 (PA); 72,0 (RJ)	3,0 (RN); 8,1 (MT)
I^2 (%)		77,5	88,7	69,0
Variância explicada pela macrorregião (R^2, %)		33,5	63,2	27,7
I de Moran global (p)		0,336 (0,007)	0,552 (< 0,001)	0,412 (0,002)

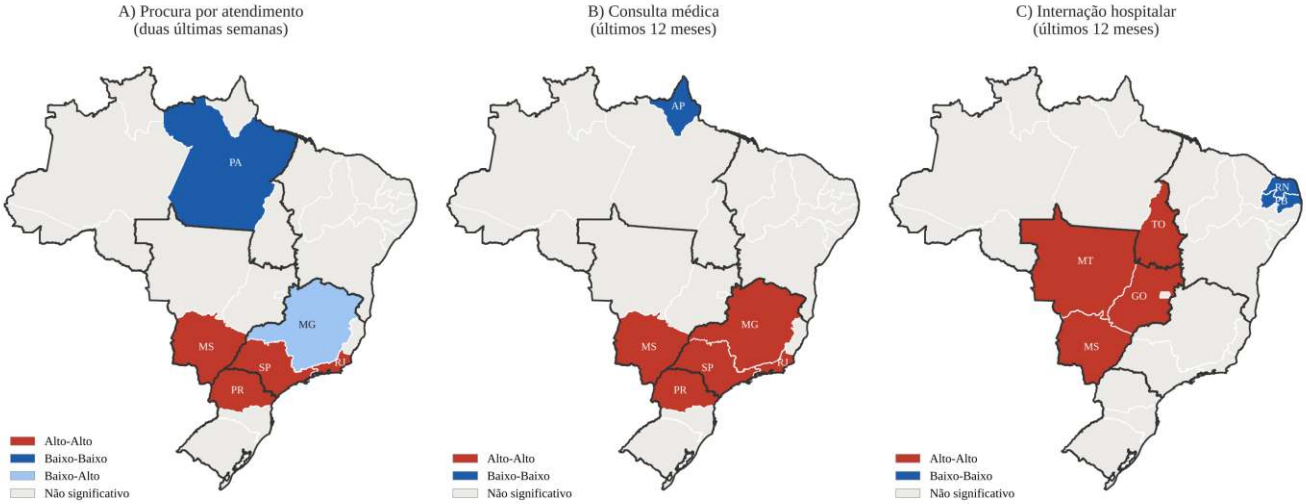
I^2: heterogeneidade entre UF em modelo de efeitos aleatórios (DerSimonian e Laird) sobre as prevalências em escala logito; R^2: proporção da variância entre UF explicada pela macrorregião em metarregressão; I de Moran: matriz de contiguidade do tipo rainha, 9.999 permutações.
Fonte: elaborada pelos autores com microdados da PNS 2019 (IBGE).

Figura 2. Prevalência de procura por atendimento, consulta médica e internação hospitalar entre adolescentes e adultos jovens (15 a 24 anos), segundo unidade da Federação. Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil, 2019.



Classes definidas por quintis; contornos espessos delimitam as macrorregiões.
Fonte: elaborada pelos autores com microdados da PNS 2019 (IBGE).

Figura 3. Agrupamentos espaciais locais (LISA) dos indicadores de utilização de serviços de saúde entre adolescentes e adultos jovens, segundo unidade da Federação. Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil, 2019.

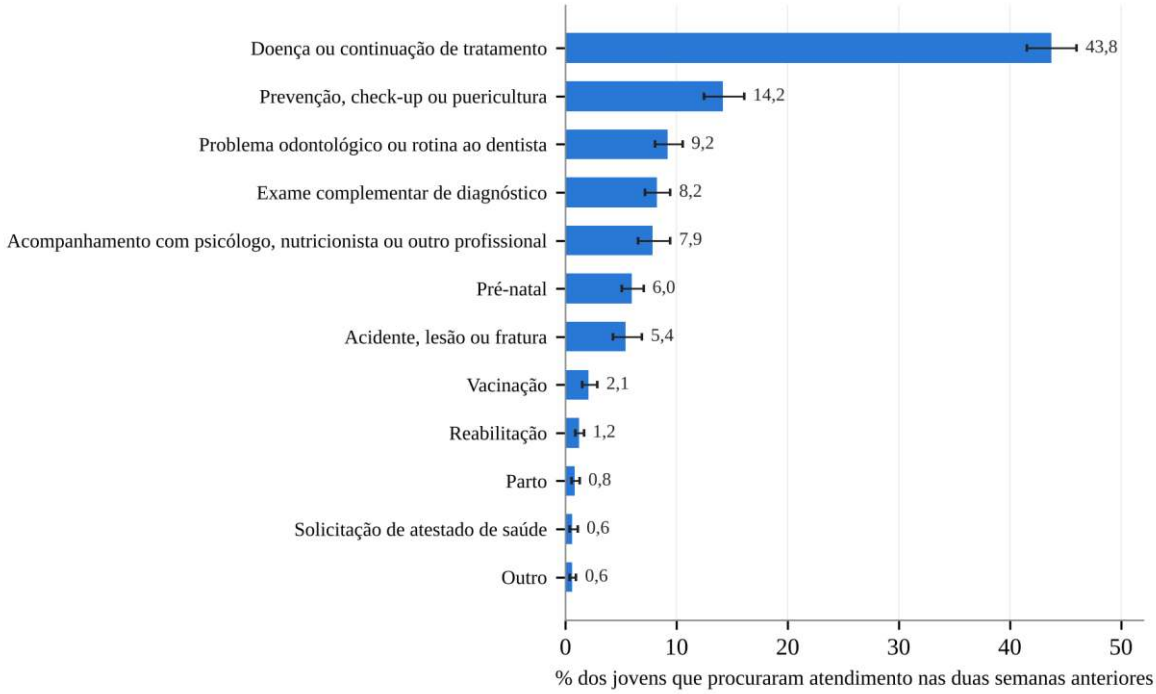


Matriz de contiguidade do tipo rainha, padronizada por linha; 9.999 permutações; categorias exibidas quando $p < 0,05$.
Fonte: Elaborado pelos autores

3.6 MOTIVOS DA PROCURA E SERVIÇO DE USO REGULAR

Entre os 5.036 jovens que procuraram atendimento nas duas semanas anteriores, o motivo principal foi doença ou continuação de tratamento (43,8%), seguido de prevenção, *check-up* ou puericultura (14,2%), problema odontológico (9,2%), exame complementar de diagnóstico (8,2%) e acompanhamento com psicólogo, nutricionista ou outro profissional (7,9%); pré-natal e parto somaram 6,8% (Figura 4). Três quartos dos jovens (75,2%) relataram ter um serviço de uso regular, e a unidade básica de saúde foi o serviço habitual de 38,1% do total, proporção maior no Nordeste (43,3%), no Sul (41,1%) e no Norte (40,7%) do que no Sudeste (33,6%) e no Centro-Oeste (33,5%).

Figura 4. Motivo principal da procura por atendimento relacionado à própria saúde nas duas semanas anteriores à entrevista entre adolescentes e adultos jovens. Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil, 2019.



Barras indicam IC95% (n = 5.036).
Fonte: elaborada pelos autores com microdados da PNS 2019 (IBGE).

4 DISCUSSÃO

Este estudo mostra que cerca de dois terços dos jovens brasileiros consultaram um médico no ano anterior à PNS 2019, com uma desvantagem de aproximadamente 12 pontos percentuais do Norte em relação ao Sudeste. A desvantagem do Norte e do Nordeste diminuiu, mas não desapareceu, quando se compararam jovens com idade, sexo, raça/cor, escolaridade, renda, situação do domicílio, cobertura por plano privado e necessidades de saúde semelhantes. A variação entre UF apresentou estrutura espacial, com um bloco contínuo de alta utilização no Sudeste e no Sul. Esses resultados sugerem que o território exerce sobre a utilização um efeito que não se reduz à composição de sua população.

A comparação com a população geral reforça a consistência do padrão. Na PNS 2019, a consulta médica no último ano entre todos os moradores variou de 69,1% no Norte a 80,5% no Sudeste (Palmeira *et al.*, 2022). Entre os jovens, os valores foram inferiores em todas as regiões, mas a distância entre o Norte e o Sudeste manteve magnitude semelhante. A menor utilização nessa faixa etária coincide com a baixa frequência de condições crônicas e com a menor demanda programada, o que torna a juventude particularmente dependente de serviços capazes de captá-la fora dos episódios agudos (World Health Organization, 2023).

O resultado central da modelagem é a persistência das diferenças regionais após o ajuste. Pouco menos da metade da desvantagem do Norte e do Nordeste foi explicada por fatores individuais,

sobretudo pela renda, pela escolaridade e pela situação do domicílio. A parcela remanescente indica que dois jovens de perfil equivalente têm probabilidades distintas de consultar um médico conforme a região em que vivem, o que remete às dimensões de oferta do modelo de Levesque, como disponibilidade, acessibilidade geográfica e adequação dos serviços (Cu *et al.*, 2021). As desigualdades geográficas na distribuição de recursos do SUS, descritas como um dos principais desafios do sistema após três décadas de expansão (Castro *et al.*, 2019), oferecem uma explicação coerente para esse componente contextual. Na Amazônia, a dependência de rotas fluviais para alcançar unidades de saúde (Rocha *et al.*, 2023) e a organização de equipes itinerantes que retornam às comunidades em intervalos mensais (Garnelo *et al.*, 2020) limitam a continuidade do cuidado, o que ajuda a compreender por que Pará e Amapá registraram as menores prevalências de consulta e por que o Amapá, na consulta médica, e o Pará, na procura recente, configuraram unidades de baixa utilização na análise local.

A estrutura espacial acrescenta uma informação que as médias regionais não revelam. A autocorrelação positiva da consulta médica e o agrupamento alto-alto que reúne Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná e Mato Grosso do Sul indicam que a alta utilização se distribui como uma mancha contígua, que ultrapassa a fronteira administrativa entre Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Ao mesmo tempo, a heterogeneidade residual entre UF após o controle pela macrorregião mostra que a escala regional, embora relevante, não basta para orientar o planejamento: diferenças entre estados vizinhos, como as observadas entre a Bahia (62,0%) e o Espírito Santo (71,9%), requerem leitura em escala mais fina.

Essa leitura deve considerar a atenção primária. A Estratégia Saúde da Família alcançou cobertura mais alta entre os grupos socialmente vulneráveis (Giovanella *et al.*, 2021), e os dados aqui apresentados mostram que a unidade básica de saúde é o serviço habitual de proporção maior dos jovens no Norte e no Nordeste do que no Sudeste. A coexistência de maior vinculação à atenção básica com menor frequência de consulta médica sugere que a cobertura não se converte, de forma automática, em contato efetivo com o médico nessa faixa etária. A literatura sobre serviços amigáveis a adolescentes e jovens aponta que o receio quanto ao sigilo, os longos tempos de espera, os custos e as atitudes negativas dos profissionais reduzem a utilização mesmo quando o serviço existe (Nartey *et al.*, 2025).

A procura recente por atendimento seguiu gradiente semelhante, porém com particularidades. No Centro-Oeste, a procura foi menor que a esperada pela composição de sua população, e o ajuste não alterou a magnitude da diferença, ao passo que a internação foi a mais elevada do país. Essa combinação sugere um padrão de uso mais concentrado em eventos de maior gravidade, hipótese que merece investigação específica. O fato de 43,8% das procuras terem sido motivadas por doença ou

continuidade de tratamento, contra 14,2% por prevenção, revela um uso predominantemente curativo, que contrasta com as recomendações de acompanhamento preventivo para essa idade (World Health Organization, 2023). Entre escolares de 13 a 17 anos, a vacinação foi o principal motivo de procura pelas unidades básicas (Silva *et al.*, 2023), o que sugere que o vínculo preventivo construído na adolescência inicial se enfraquece nos anos seguintes.

A internação hospitalar seguiu lógica própria. Um terço das internações de jovens e metade das internações de mulheres jovens decorreram de parto, o que explica em boa medida a prevalência duas vezes maior entre as mulheres. Excluídas essas internações, a prevalência de 3,1% mostrou-se próxima à descrita por Andrade e colaboradores para a faixa de 18 a 29 anos, também sem internações obstétricas (Andrade; Jesus; Mistro, 2023), e o Centro-Oeste e o Sul apresentaram as maiores prevalências, em concordância com aquele estudo. O gradiente inverso segundo renda e escolaridade, contraposto à associação positiva com o plano privado, indica que a internação reúne simultaneamente a maior carga de agravos nos grupos pobres e a maior facilidade de acesso hospitalar entre os segurados. A redução da RP do Nordeste após o ajuste ilustra como a composição socioeconômica pode ocultar diferenças territoriais nesse desfecho.

As diferenças por sexo reproduzem achado recorrente. Entre escolares, a PeNSE 2019 mostrou menor procura entre os meninos (Silva *et al.*, 2023), e, na população geral, os homens apresentaram as menores proporções de consulta e de procura (Palmeira *et al.*, 2022). Nesta análise, a desvantagem masculina já está estabelecida entre 15 e 24 anos e alcança 18 pontos percentuais na consulta médica, com RP ajustada de 1,28 para as mulheres. Parte da diferença decorre da demanda reprodutiva feminina, mas a magnitude observada na procura recente sugere também padrões socialmente construídos de cuidado, nos quais os homens jovens postergam a busca por serviços. Essa constatação interessa diretamente à prevenção de agravos por causas externas, principal causa de morte nessa idade (GBD 2019 Adolescent Mortality Collaborators, 2021).

A posse de plano privado, a renda e a escolaridade expressaram as desigualdades socioeconômicas, e a associação bruta entre raça/cor e consulta médica desapareceu após o ajuste. Esse resultado converge com a decomposição das desigualdades raciais no acesso a serviços no Brasil, segundo a qual renda e plano privado explicam parcela importante das diferenças entre brancos, pretos e pardos (Coelho *et al.*, 2025). Entre adolescentes e jovens do SB Brasil 2023, a raça/cor preta e a renda abaixo da linha de pobreza reduziram a procura por serviços odontológicos em geral, enquanto os mesmos grupos recorreram mais ao serviço público, que atuou como recurso compensatório, ainda que insuficiente (Silva *et al.*, 2026). Em Pelotas, o uso de serviços do SUS entre os adultos que utilizaram serviços de saúde passou de 45,7% para 69,8% entre 2012 e 2021, com maior dependência

do sistema público entre os mais jovens e ampliação das desigualdades entre classes econômicas (Neves Silva *et al.*, 2026), tendência que, se reproduzida em escala nacional, pode ter aprofundado as diferenças descritas para 2019.

Um aspecto metodológico merece destaque. As prevalências foram mais elevadas quando o próprio jovem respondeu ao módulo J do que quando a informação foi prestada por outro morador, diferença que reflete tanto a seleção de quem está presente no domicílio no momento da entrevista quanto o menor conhecimento dos informantes substitutos sobre eventos de saúde dos jovens. Como a proporção de autorrelatos variou entre as regiões, o tipo de informante foi incorporado aos modelos, e as análises restritas aos autorrelatos e à subamostra de moradores selecionados reproduziram as diferenças regionais da consulta médica. Estudos que utilizam a subamostra de moradores selecionados e os que utilizam todos os moradores produzem, portanto, níveis distintos dos indicadores, mas gradientes regionais concordantes, o que deve ser considerado na comparação entre publicações baseadas na PNS.

Os achados permitem algumas inferências para a gestão. A persistência das diferenças após o ajuste e a concentração espacial da baixa utilização sugerem que respostas uniformes, distribuídas por critérios exclusivamente populacionais, tendem a ser menos eficientes do que estratégias orientadas pelo território. Em municípios rurais remotos, a eficiência das equipes de saúde da família e das visitas de agentes comunitários depende de financiamento e de equipes adaptadas ao território, como as fluviais (Schenkman; Bousquat, 2024). Para a juventude, isso implica combinar a ampliação da oferta com a adequação dos serviços às necessidades desse grupo, conforme preconizado pela OMS (World Health Organization, 2023) e pelo Estatuto da Juventude (Brasil, 2013).

Algumas limitações precisam ser consideradas. Primeiro, o delineamento transversal não permite inferir relações causais, e os modelos não incluem características da oferta, como densidade de profissionais ou cobertura de equipes, de modo que o componente regional residual é interpretado como contextual, sem identificação de seus mecanismos. Segundo, a admissão de informante substituto pode introduzir erro de classificação, sobretudo para eventos recentes, embora as análises de sensibilidade indiquem que o gradiente regional não depende dessa fonte. Terceiro, a análise espacial com 27 unidades tem poder limitado e é sensível à definição da matriz de vizinhança, e os indicadores locais foram interpretados sem correção para múltiplos testes, devendo ser lidos como exploratórios. Quarto, as estimativas por UF são menos precisas para eventos raros, como a internação, e para grupos pequenos, como jovens indígenas e amarelos. Por fim, a coleta foi concluída antes da pandemia de covid-19, e o retrato obtido pode não refletir o cenário posterior; a terceira edição da PNS, em coleta em 2026, permitirá verificar essa evolução.

5 CONCLUSÃO

A utilização de serviços de saúde por adolescentes e adultos jovens brasileiros apresenta desigualdade regional consistente e espacialmente estruturada. Os jovens do Norte e do Nordeste consultam médicos e procuram atendimento com menor frequência do que os do Sudeste, e essa desvantagem persiste, ainda que atenuada, entre jovens com características socioeconômicas e necessidades de saúde semelhantes. Sobre esse gradiente territorial, acrescentam-se desigualdades individuais associadas ao sexo masculino, à ausência de plano privado, à menor renda e escolaridade e à residência rural.

Esses resultados indicam que as políticas de atenção à saúde da juventude devem incorporar o território como critério de planejamento, priorizando as UF de menor utilização, adaptando a oferta às condições amazônicas e nordestinas e tornando os serviços mais acessíveis aos homens jovens. Estudos futuros que articulem os microdados da PNS a indicadores de oferta, com modelos multinível, e a edição de 2026 da pesquisa poderão identificar os mecanismos dessas diferenças e acompanhar sua evolução.

DISPONIBILIDADE DE DADOS

Os microdados da PNS 2019 são de acesso público e estão disponíveis no portal do IBGE e no sítio da PNS mantido pela Fundação Oswaldo Cruz. Os códigos de análise podem ser disponibilizados pelos autores mediante solicitação.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, A. O.; JESUS, S. R.; MISTRO, S. Hospitalizações no Brasil pelas estimativas da Pesquisa Nacional de Saúde, 2013 e 2019. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 57, p. 73, 2023. DOI: https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2023057004395.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association: LISA. **Geographical Analysis**, Columbus, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x.

BRASIL. Lei nº 12.852, de 5 de agosto de 2013. Institui o Estatuto da Juventude e dispõe sobre os direitos dos jovens, os princípios e diretrizes das políticas públicas de juventude e o Sistema Nacional de Juventude - SINAJUVE. **Diário Oficial da União**: seção 1, Brasília, DF, 6 ago. 2013. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2013/lei/l12852.htm. Acesso em: 5 nov. 2026.

CASTRO, M. C. *et al.* Brazil's unified health system: the first 30 years and prospects for the future. **The Lancet**, London, v. 394, n. 10195, p. 345-356, 2019. DOI: https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)31243-7.

COELHO, R. *et al.* Racial inequalities in access to healthcare services in Brazil (2019): a decomposition analysis. **BMC Health Services Research**, London, v. 25, n. 1, p. 1573, 2025. DOI: https://doi.org/10.1186/s12913-025-13527-6.

CU, A.; MEISTER, S.; LEFEBVRE, B.; RIDDE, V. Assessing healthcare access using the Levesque's conceptual framework: a scoping review. **International Journal for Equity in Health**, London, v. 20, n. 1, p. 116, 2021. DOI: https://doi.org/10.1186/s12939-021-01416-3.

DERSIMONIAN, R.; LAIRD, N. Meta-analysis in clinical trials. **Controlled Clinical Trials**, New York, v. 7, n. 3, p. 177-188, 1986. DOI: https://doi.org/10.1016/0197-2456(86)90046-2.

GARNELO, L. *et al.* Barriers to access and organization of primary health care services for rural riverside populations in the Amazon. **International Journal for Equity in Health**, London, v. 19, n. 1, p. 54, 2020. DOI: https://doi.org/10.1186/s12939-020-01171-x.

GBD 2019 ADOLESCENT MORTALITY COLLABORATORS. Global, regional, and national mortality among young people aged 10-24 years, 1950-2019: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. **The Lancet**, London, v. 398, n. 10311, p. 1593-1618, 2021. DOI: https://doi.org/10.1016/S0140-6736(21)01546-4.

GIOVANELLA, L. *et al.* Cobertura da Estratégia Saúde da Família no Brasil: o que nos mostram as Pesquisas Nacionais de Saúde 2013 e 2019. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 26, supl. 1, p. 2543-2556, 2021. DOI: https://doi.org/10.1590/1413-81232021266.1.43952020.

HIGGINS, J. P. T.; THOMPSON, S. G. Quantifying heterogeneity in a meta-analysis. **Statistics in Medicine**, Chichester, v. 21, n. 11, p. 1539-1558, 2002. DOI: https://doi.org/10.1002/sim.1186.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional de Saúde 2019**: informações sobre domicílios, acesso e utilização dos serviços de saúde: Brasil, grandes regiões e unidades da federação. Rio de Janeiro: IBGE, 2020. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101748.pdf. Acesso em: 5 nov. 2026.

LEDERLE, M.; TEMPES, J.; BITZER, E. M. Application of Andersen's behavioural model of health services use: a scoping review with a focus on qualitative health services research. **BMJ Open**, London, v. 11, n. 5, e045018, 2021. DOI: https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-045018.

MALTA, D. C. *et al.* Hipertensão arterial e fatores associados: Pesquisa Nacional de Saúde, 2019. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 56, p. 122, 2022. DOI: https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2022056004177.

NARTEY, E. B. *et al.* Prevalence and barriers to the utilization of adolescent and youth-friendly health services in Ghana: systematic review and meta-analysis. **Reproductive Health**, London, v. 22, n. 1, p. 58, 2025. DOI: https://doi.org/10.1186/s12978-025-02010-4.

NEVES SILVA, L. A. *et al.* Adult use of health services: a cross-sectional population-based study, Pelotas, Brazil, 2012 and 2021. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 35, e20250460, 2026. DOI: https://doi.org/10.1590/S2237-96222026v35e20250460.en.

PALMEIRA, N. C. *et al.* Análise do acesso a serviços de saúde no Brasil segundo perfil sociodemográfico: Pesquisa Nacional de Saúde, 2019. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 31, n. 3, e2022966, 2022. DOI: https://doi.org/10.1590/S2237-96222022000300013.

ROCHA, T. A. H. *et al.* River dataset as a potential fluvial transportation network for healthcare access in the Amazon region. **Scientific Data**, London, v. 10, n. 1, p. 188, 2023. DOI: https://doi.org/10.1038/s41597-023-02085-3.

SCHENKMAN, S.; BOUSQUAT, A. Intersectional equity in Brazil's remote rural municipalities: the road to efficiency and effectiveness in local health systems. **Frontiers in Public Health**, Lausanne, v. 12, 1401193, 2024. DOI: https://doi.org/10.3389/fpubh.2024.1401193.

SILVA, A. G. *et al.* Procura e utilização dos serviços de saúde por adolescentes brasileiros, segundo a Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar de 2019. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 26, supl. 1, e230008, 2023. DOI: https://doi.org/10.1590/1980-549720230008.supl.1.1.

SILVA, R. O. D. *et al.* Factors associated with seeking and access to oral health services among Brazilian adolescents and young adults. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 29, supl. 1, e260032, 2026. DOI: https://doi.org/10.1590/1980-549720260032.supl.1.

STOPA, S. R. *et al.* Pesquisa Nacional de Saúde 2019: histórico, métodos e perspectivas. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 29, n. 5, e2020315, 2020. DOI: https://doi.org/10.1590/S1679-49742020000500004.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Global Accelerated Action for the Health of Adolescents (AA-HA!)**: guidance to support country implementation. 2nd ed. Geneva: WHO, 2023. Disponível em: https://www.who.int/publications/i/item/9789240081765. Acesso em: 5 nov. 2026.