v7.n10.2026

REVISTA CIENTÍFICA - RECIMA21 ISSN 2675-6218

DINÂMICA DA DETECÇÃO DE HANSENÍASE EM MENORES DE 15 ANOS NA REGIÃO DE INTEGRAÇÃO LAGO DE TUCURUÍ, AMAZÔNIA BRASILEIRA, 2010–2024: ESTUDO POPULACIONAL DE SÉRIE TEMPORAL INTERROMPIDA

DYNAMICS OF LEPROSY DETECTION IN CHILDREN UNDER 15 YEARS OF AGE IN THE LAGO DE TUCURUÍ INTEGRATION REGION, BRAZILIAN AMAZON, 2010–2024: A POPULATION-BASED INTERRUPTED TIME SERIES STUDY

DINÁMICA DE LA DETECCIÓN DE LA LEPRA EN MENORES DE 15 AÑOS EN LA REGIÓN DE INTEGRACIÓN LAGO DE TUCURUÍ, AMAZONIA BRASILEÑA, 2010–2024: ESTUDIO POBLACIONAL DE SERIES TEMPORALES INTERRUMPIDAS

Eunice Lara dos Santos Cunha[1], Daniele Melo Sardinha[1], Ailson Almeida Veloso Junior[1], Silvio Henrique dos Reis Junior[1], Larissa Talita da Silva[2], Regis Bruni Andriolo[1], Vera Regina da Cunha Menezes Palácios[1]

e7109154
https://doi.org/10.47820/recima21.v7i10.9154

PUBLICADO: 10/2026

RESUMO

Objetivo: Analisar a dinâmica temporal, a heterogeneidade municipal e as características clínico-epidemiológicas da detecção de hanseníase em menores de 15 anos na Região de Integração Lago de Tucuruí, Amazônia brasileira, 2010–2024, com ênfase nas mudanças após março de 2020. Métodos: Estudo observacional de base populacional com dados do Sistema de Informação de Agravos de Notificação e estimativas DATASUS/IBGE, incluindo 374 casos novos em menores de 15 anos nos sete municípios da região. Calcularam-se coeficientes de incidência (taxas de detecção) e razões de taxas municipais, além de série temporal interrompida por regressão de Poisson com *offset* populacional, considerando março de 2020 como ponto de interrupção, e regressão logística de Firth para a classificação multibacilar. Resultados: A taxa regional caiu de 30,27 para 5,28 casos/100 mil pessoas-ano entre 2010–2019 e 2020–2024 (RR=0,174; IC95%: 0,110–0,264; redução de 82,6%), com heterogeneidade municipal. Já havia declínio anual de 7,1% antes de 2020 (IRR=0,929; IC95%: 0,893–0,967); em março de 2020 ocorreu queda adicional de 78,3% (IRR=0,217; IC95%: 0,090–0,522), sem recuperação posterior da tendência. Entre março de 2020 e dezembro de 2024 observaram-se 22 casos, frente a 73,9 esperados (déficit modelado de detecção de 70,2%). Casos pós-março de 2020 tiveram maior chance de classificação multibacilar (ORa=2,68; IC95%: 1,05–7,95), assim como o sexo masculino (ORa=1,85; IC95%: 1,22–2,82). Conclusão: A detecção de hanseníase infantil apresentou ruptura abrupta e persistente após 2020, sobreposta à tendência prévia de declínio. A manutenção de casos em municípios específicos e a maior frequência de multibacilaridade reforçam que a redução da detecção não deve ser interpretada isoladamente como diminuição da transmissão.

PALAVRAS-CHAVE: Hanseníase. Criança. Vigilância Epidemiológica. Estudos de Séries Temporais. COVID-19. Amazônia.

ABSTRACT

Objective: To analyze the temporal dynamics, municipal heterogeneity, and clinical-epidemiological characteristics of leprosy detection among children under 15 years of age in the Lago de Tucuruí Integration Region, Brazilian Amazon, 2010–2024, with emphasis on changes

[1] Programa de Pós-Graduação em Biologia Parasitária na Amazônia, Universidade do Estado do Pará e Instituto Evandro Chagas (PPGBPA/UEPA/IEC). Belém, Pará, Brasil.
[2] Universidade do Estado do Pará (UEPA). Parauapebas, Pará, Brasil.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

observed after March 2020. Methods: Population-based observational study using data from the Notifiable Diseases Information System and DATASUS/IBGE population estimates, including 374 new leprosy cases in children under 15 years across the region's seven municipalities. Detection rates and municipal rate ratios were calculated, along with an interrupted time series analysis using Poisson regression with population offset, considering March 2020 as the interruption point, and Firth's penalized logistic regression for multibacillary classification. Results: The regional rate fell from 30.27 to 5.28 cases/100,000 person-years between 2010–2019 and 2020–2024 (RR=0.174; 95%CI: 0.110–0.264; 82.6% reduction), with marked municipal heterogeneity. Detection was already declining by 7.1% annually before 2020 (IRR=0.929; 95%CI: 0.893–0.967); in March 2020 an additional immediate drop of 78.3% occurred (IRR=0.217; 95%CI: 0.090–0.522), with no subsequent recovery. Between March 2020 and December 2024, 22 cases were observed versus 73.9 expected (70.2% modelled detection deficit). Cases diagnosed after March 2020 had a higher chance of multibacillary classification (aOR=2.68; 95%CI: 1.05–7.95), as did male sex (aOR=1.85; 95%CI: 1.22–2.82). Conclusion: Childhood leprosy detection showed an abrupt and persistent disruption after 2020, superimposed on a prior declining trend. The persistence of cases in specific municipalities and the higher multibacillary frequency reinforce that the decline in detection should not be interpreted in isolation as reduced transmission.

KEYWORDS: *Leprosy. Child. Epidemiological Surveillance. Time Series Studies. COVID-19. Amazon.*

RESUMEN

Objetivo: Analizar la dinámica temporal, la heterogeneidad municipal y las características clínico-epidemiológicas de la detección de lepra en menores de 15 años en la Región de Integración Lago de Tucuruí, Amazonia brasileña, 2010–2024, con énfasis en los cambios tras marzo de 2020. Métodos: Estudio observacional de base poblacional con datos del SINAN y estimaciones DATASUS/IBGE, incluyendo 374 casos nuevos en menores de 15 años en los siete municipios. Se calcularon tasas de detección y razones de tasas municipales, además de series temporales interrumpidas mediante regresión de Poisson con offset poblacional, considerando marzo de 2020 como punto de interrupción, y regresión logística de Firth para la multibacilaridad. Resultados: La tasa regional cayó de 30,27 a 5,28 casos/100 mil personas-año entre 2010–2019 y 2020–2024 (RR=0,174; IC95%: 0,110–0,264; reducción del 82,6%), con heterogeneidad municipal. Ya existía un declive anual del 7,1% antes de 2020 (IRR=0,929; IC95%: 0,893–0,967); en marzo de 2020 ocurrió una caída del 78,3% (IRR=0,217; IC95%: 0,090–0,522), sin recuperación posterior. Entre marzo de 2020 y diciembre de 2024 se observaron 22 casos, frente a 73,9 esperados (déficit modelado de detección del 70,2%). Los casos posteriores a marzo de 2020 tuvieron mayor probabilidad de multibacilaridad (ORa=2,68; IC95%: 1,05–7,95), al igual que el sexo masculino (ORa=1,85; IC95%: 1,22–2,82). Conclusión: La detección de lepra infantil mostró una ruptura abrupta y persistente después de 2020, superpuesta a una tendencia previa de declive. La persistencia de casos en municipios específicos y la mayor multibacilaridad refuerzan que la reducción de la detección no debe interpretarse aisladamente como disminución de la transmisión.

PALABRAS CLAVE: *Lepra. Niño. Vigilancia Epidemiológica. Estudios de Series Temporales. COVID-19. Amazonia.*

INTRODUÇÃO

A hanseníase permanece como importante doença tropical negligenciada, apesar da disponibilidade de diagnóstico e tratamento eficazes. Em 2024, foram registrados 172.717 casos

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

novos em 188 países e territórios, dos quais 9.397 ocorreram em menores de 15 anos. O Brasil notificou 22.129 casos novos no mesmo ano e permanece entre os países com maior carga da doença. A ocorrência de hanseníase em crianças é particularmente relevante para a vigilância epidemiológica, pois constitui marcador epidemiológico indireto e contextual compatível com transmissão recente e persistente em áreas endêmicas, além de indicar oportunidades perdidas para diagnóstico precoce e investigação de contatos [1].

A distribuição da hanseníase no Brasil é marcadamente heterogênea, com áreas de elevada endemicidade concentradas nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste [2]. Na Amazônia brasileira, estudos demonstraram agregação espaço-temporal de casos e intensa transmissão em áreas hiperendêmicas, inclusive entre crianças e contatos domiciliares, com persistência de focos de transmissão ativa mesmo em municípios geograficamente isolados [3–6]. Essa heterogeneidade reforça a necessidade de análises em escalas subestaduais, capazes de identificar dinâmicas que podem ser ocultadas por estimativas nacionais ou estaduais.

A pandemia de COVID-19 acrescentou uma importante ruptura aos programas de controle da hanseníase. Em 2020, o Brasil apresentou redução de 41,4% nos diagnósticos de hanseníase e de 56,8% nas notificações entre menores de 15 anos, acompanhada por aumento proporcional de formas multibacilares [7]. Análises nacionais mais recentes confirmaram uma queda imediata da detecção após o início da pandemia, inclusive na população infantil, seguida de recuperação apenas discreta e heterogênea entre as unidades federativas [8]. Esses achados indicam que reduções nas taxas observadas durante e após a emergência sanitária não podem ser interpretadas automaticamente como diminuição da transmissão.

A Região de Integração Lago de Tucuruí, no sudeste do Pará, constitui um território amazônico marcado por profundas transformações demográficas, sociais e ambientais associadas historicamente à implantação da Usina Hidrelétrica de Tucuruí [9]. Entretanto, permanece pouco caracterizada a dinâmica recente da hanseníase infantil nesse território, especialmente quanto às diferenças entre municípios e às mudanças ocorridas após 2020. Assim, este estudo teve como objetivo analisar a dinâmica temporal, a heterogeneidade municipal e as características clínico-epidemiológicas da detecção de hanseníase em menores de 15 anos na Região de Integração Lago de Tucuruí, Amazônia brasileira, entre 2010 e 2024, avaliando particularmente a ruptura temporal associada ao período iniciado em março de 2020.

METODOLOGIA

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Desenho e área do estudo

Foi realizado estudo observacional, descritivo, retrospectivo e ecológico, de base populacional, com dados de vigilância epidemiológica rotineiramente coletados. Para avaliar a tendência dos indicadores ao longo do período, foi empregada análise de série temporal interrompida. O estudo abrangeu os sete municípios da Região de Integração Lago de Tucuruí, Pará, Amazônia brasileira: Breu Branco, Goianésia do Pará, Itupiranga, Jacundá, Nova Ipixuna, Novo Repartimento e Tucuruí, no período de 2010 a 2024. O relato foi estruturado conforme as recomendações STROBE (*Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology*) e sua extensão RECORD (*REporting of studies Conducted using Observational Routinely-collected Data*), voltada a estudos que utilizam bases de dados de saúde coletadas rotineiramente [10,11].

Fonte dos dados e população do estudo

Foram utilizados microdados anonimizados do Sistema de Informação de Agravos de Notificação (SINAN), disponibilizados pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) [12,13]. Utilizaram-se as bases nacionais consolidadas de 2010–2023 e a base preliminar de 2024. As populações municipais por idade foram obtidas das estimativas demográficas disponibilizadas pelo DATASUS/IBGE [14].

Foram elegíveis casos novos de hanseníase (MODOENTR=1), residentes nos municípios estudados, com idade inferior a 15 anos e diagnóstico entre 2010 e 2024. Foram excluídos registros classificados como erro diagnóstico, duplicidades explicitamente identificadas pelo sistema, registros sem idade válida e diagnósticos fora do período analisado. O ano epidemiológico foi definido pela data do diagnóstico. O conjunto analítico final compreendeu 374 casos.

Variáveis e indicadores

O desfecho populacional principal foi o coeficiente de incidência (taxa de detecção) de casos novos de hanseníase em menores de 15 anos por 100 mil habitantes da mesma faixa etária, termo adotado em conformidade com a nomenclatura preconizada pela Organização Mundial da Saúde e pelo Ministério da Saúde para o indicador operacional de vigilância da hanseníase [15,16]. Foram avaliados idade, sexo, raça/cor, classificação operacional paucibacilar ou multibacilar, forma clínica, grau de incapacidade física no diagnóstico, número de lesões, nervos afetados, modo de detecção, baciloscopia e informações sobre contatos.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Para descrição clínico-epidemiológica, o período foi dividido em pré-pandemia (2010–2019), pandemia (2020–2021) e pós-pandemia (2022–2024). O termo pós-pandemia foi adotado exclusivamente como definição operacional do recorte analítico de 2022–2024, sem pretender delimitar o término formal da emergência sanitária. Nas análises municipais de mudança das taxas, foram comparados 2010–2019 e 2020–2024. Para a análise de série temporal, março de 2020 foi definido *a priori* como ponto de interrupção por coincidir com a adoção generalizada de medidas de distanciamento social e reorganização dos serviços de saúde no Brasil, período em que estudos nacionais documentaram queda imediata da detecção de hanseníase [7,8].

Análise estatística

Variáveis contínuas foram resumidas por mediana e intervalo interquartil, e variáveis categóricas por frequências absolutas e relativas. Comparações entre os três períodos utilizaram teste de Kruskal–Wallis para variáveis contínuas e teste exato de Fisher para variáveis categóricas, com procedimentos de Monte Carlo quando necessários. Comparações pareadas foram ajustadas pelo método de Holm.

As taxas municipais foram calculadas utilizando a soma de casos como numerador e a população menor de 15 anos acumulada em pessoas-ano como denominador. Razões de taxas entre 2020–2024 e 2010–2019, respectivos intervalos de confiança de 95% (IC95%) e valores de p foram estimados por testes exatos de Poisson.

A dinâmica temporal regional foi avaliada por série temporal interrompida [17], utilizando contagens mensais de casos de janeiro de 2010 a dezembro de 2024. Como as estimativas da população menor de 15 anos disponibilizadas pelo DATASUS/IBGE eram anuais, o valor correspondente a cada ano foi mantido constante nos 12 meses do respectivo ano e utilizado como população sob risco mensal. Foi ajustada regressão de Poisson com ligação log e *offset* do logaritmo da população menor de 15 anos, incluindo tendência temporal basal, mudança imediata de nível em março de 2020 e mudança da inclinação após a interrupção. Foram utilizados erros-padrão robustos HC0. A tendência pós-intervenção foi estimada pela combinação linear dos coeficientes da tendência basal e da mudança de inclinação. Os efeitos foram expressos como razões de taxas (IRR), IC95% e valores de p, com tendências mensais também anualizadas.

A adequação do modelo foi examinada quanto à dispersão, ao excesso de zeros e à estrutura residual. A autocorrelação dos resíduos de Pearson foi avaliada pela função de autocorrelação (ACF), considerando até 24 defasagens, e formalmente pelo teste de Ljung–Box em 12 defasagens. O teste não evidenciou autocorrelação residual significativa (χ^2=10,47; gl=12;

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

p=0,575). Diante da ausência de evidência de dependência serial residual, foram mantidos erros-padrão robustos HC0, sem necessidade de correção adicional por Newey–West. Modelos binomiais negativos, inclusão de termos sazonais e abril de 2020 como ponto alternativo de interrupção foram avaliados como análises de sensibilidade. O cenário contrafactual foi obtido pela projeção da tendência pré-pandêmica entre março de 2020 e dezembro de 2024 e pressupôs que, na ausência da ruptura modelada, a trajetória pré-março de 2020 teria permanecido estável. Assim, os valores contrafactuais representam estimativas modeladas, e não o número verdadeiro de casos que teriam ocorrido ou permanecido sem diagnóstico.

Para investigar fatores associados à classificação multibacilar, foi utilizada regressão logística penalizada de Firth, apropriada à baixa frequência de observações no período posterior à interrupção. O modelo principal incluiu período de diagnóstico antes versus a partir de março de 2020, idade e sexo. Uma análise de sensibilidade acrescentou o município de residência. Os resultados foram apresentados como odds ratios ajustadas (ORa), IC95% por perfil de verossimilhança e valores de p.

Como análise secundária, a taxa municipal de casos multibacilares em adultos foi utilizada como *proxy* ecológica da pressão bacilar local e da intensidade potencial de fontes infectantes, avaliando-se sua associação com a detecção infantil. Foram consideradas defasagens de um a três anos e a média dos três anos anteriores. Os modelos de contagem incluíram *offset* da população infantil, tendência temporal, período pandêmico e efeitos fixos de município.

Todas as análises foram realizadas no R versão 4.6.1, adotando-se nível de significância bilateral de 5%.

Aspectos éticos

Foram utilizados exclusivamente dados secundários, públicos e anonimizados, sem acesso a informações nominais ou possibilidade de identificação individual. Em consonância com o art. 1º, parágrafo único, da Resolução do Conselho Nacional de Saúde nº 510/2016, especialmente quanto ao uso de informações de acesso público e de domínio público, e com as orientações do Ofício Circular CONEP nº 17/2022, o estudo não foi registrado nem avaliado pelo Sistema CEP/CONEP.

RESULTADOS

Foram incluídos neste estudo os casos novos com idade inferior a 15 anos no momento do diagnóstico, e excluídos registros classificados como erro diagnóstico, duplicidades

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

identificadas no sistema e casos sem informação válida de idade ou fora da faixa etária de interesse. Após a aplicação desses critérios, 376 registros preencheram inicialmente os critérios de elegibilidade. Em seguida, dois registros foram excluídos porque o ano do diagnóstico estava fora do intervalo analítico de 2010 a 2024, resultando em 374 casos novos de hanseníase em menores de 15 anos incluídos nas análises finais.

Tabela 1. Características sociodemográficas e clínico-epidemiológicas dos casos novos de hanseníase em menores de 15 anos, segundo período, Região de Integração Lago de Tucuruí, Pará, 2010–2024

Característica	Pré-pandemia 2010–2019 (N=350)	Pandemia 2020–2021 (N=11)	Pós-pandemia 2022–2024 (N=13)	p
Idade, mediana (Q1–Q3), anos	11,0 (9,0–13,0)	12,0 (10,5–13,5)	12,0 (10,0–13,0)	0,458
Faixa etária, n (%)				0,813
0–4 anos	4 (1,1)	0 (0,0)	0 (0,0)	
5–9 anos	87 (24,9)	2 (18,2)	2 (15,4)	
10–14 anos	259 (74,0)	9 (81,8)	11 (84,6)	
Sexo, n (%)				0,688
Feminino	152 (43,4)	5 (45,5)	4 (30,8)	
Masculino	198 (56,6)	6 (54,5)	9 (69,2)	
Raça/cor, n (%)				0,577
Branca	32 (9,2)	1 (9,1)	1 (7,7)	
Preta	62 (17,9)	2 (18,2)	2 (15,4)	
Amarela	4 (1,2)	0 (0,0)	1 (7,7)	
Parda	249 (71,8)	8 (72,7)	9 (69,2)	
Indígena	0 (0,0)	0 (0,0)	0 (0,0)	
Classificação operacional, n (%)				0,101
Paucibacilar	162 (46,3)	2 (18,2)	4 (30,8)	
Multibacilar	188 (53,7)	9 (81,8)	9 (69,2)	
Forma clínica, n (%)				0,061
Indeterminada	116 (33,7)	1 (9,1)	4 (30,8)	
Tuberculoide	46 (13,4)	1 (9,1)	0 (0,0)	
Dimorfa	165 (48,0)	6 (54,5)	8 (61,5)	
Virchowiana	14 (4,1)	2 (18,2)	1 (7,7)	
Não classificada	3 (0,9)	1 (9,1)	0 (0,0)	
Número de lesões, mediana (Q1–Q3)	2,0 (1,0–6,0)	5,0 (2,5–11,0)	3,0 (2,0–10,0)	**<0,001**
Grau de incapacidade no diagnóstico, n (%)				0,164
Grau 0	285 (81,7)	7 (63,6)	12 (92,3)	
Grau 1	44 (12,6)	1 (9,1)	1 (7,7)	
Grau 2	10 (2,9)	2 (18,2)	0 (0,0)	
Não avaliado	10 (2,9)	1 (9,1)	0 (0,0)	
Modo de detecção, n (%)				0,533
Demanda espontânea	192 (55,0)	5 (45,5)	7 (53,8)	
Encaminhamento	60 (17,2)	3 (27,3)	3 (23,1)	
Exame de coletividade	56 (16,0)	2 (18,2)	0 (0,0)	
Exame de contatos	39 (11,2)	1 (9,1)	3 (23,1)	
Outros modos	2 (0,6)	0 (0,0)	0 (0,0)	

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

≥1 nervo afetado, n (%)	77 (22,8)	3 (27,3)	3 (23,1)	0,927

Fonte: Sistema de Informação de Agravos de Notificação (SINAN), Ministério da Saúde, e estimativas populacionais DATASUS/IBGE. **Notas:** valores categóricos apresentados como n (%) e contínuos como mediana (Q1–Q3). Percentuais calculados entre registros válidos para cada variável; por isso, os denominadores podem diferir do N total do período. Para idade e número de lesões foi utilizado o teste de Kruskal–Wallis. Para variáveis categóricas foram utilizados testes exatos de Fisher; nas tabelas multicategóricas com células esparsas, o p-valor foi estimado por Monte Carlo com 100.000 replicações. Para número de lesões, comparações pós-hoc de Wilcoxon com correção de Holm mostraram diferença entre pré-pandemia e pandemia (p=0,016) e entre pré-pandemia e pós-pandemia (p=0,017), mas não entre pandemia e pós-pandemia (p=0,615).

O número de lesões diferiu entre os períodos (p<0,001), com mediana de 2,0 (Q1–Q3: 1,0–6,0) na pré-pandemia, 5,0 (2,5–11,0) na pandemia e 3,0 (2,0–10,0) em 2022–2024. Nas comparações pós-hoc, observaram-se diferenças entre pré-pandemia e pandemia (p=0,016) e entre pré-pandemia e 2022–2024 (p=0,017), sem diferença entre os dois períodos mais recentes (p=0,615).

Tabela 2. Mudança no coeficiente de incidência (taxa de detecção) de hanseníase em menores de 15 anos entre 2010–2019 e 2020–2024

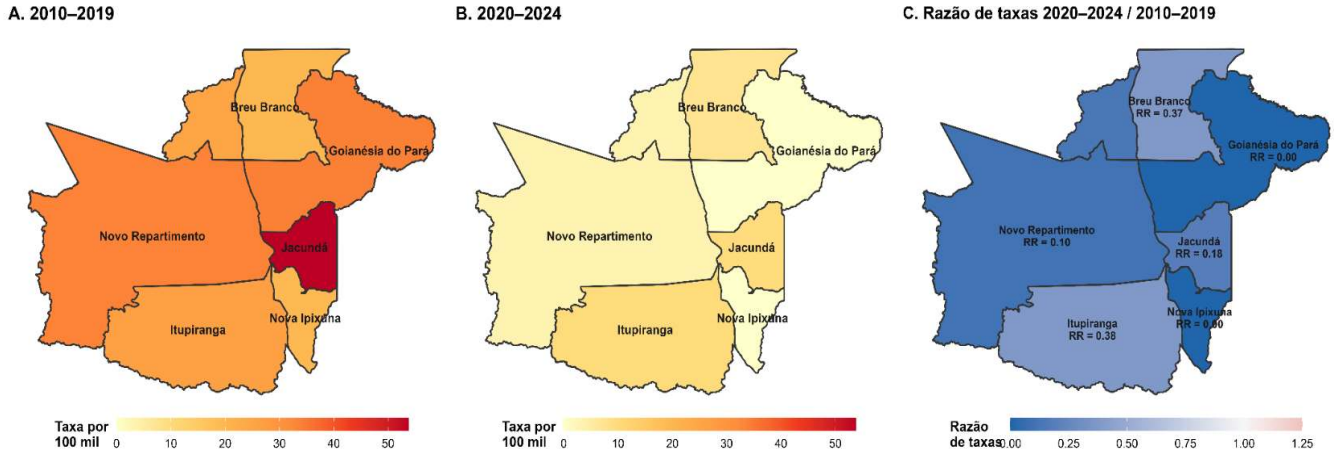
Município	Casos 2010–2019	Coef. inc.[1]	Casos 2020–2024	Coef. inc.[1]	RR (IC95%)	Redução	p
Goianésia do Pará	34	34,04	0	0,00	0,000 (0,000–0,309)	100,0%	<0,001
Nova Ipixuna	9	19,60	0	0,00	0,000 (0,000–1,273)	100,0%	0,069
Novo Repartimento	73	33,75	3	3,34	0,099 (0,020–0,301)	90,1%	<0,001
Tucuruí	76	25,36	4	3,30	0,130 (0,035–0,347)	87,0%	<0,001
Jacundá	76	53,72	5	9,85	0,183 (0,058–0,447)	81,7%	<0,001
Breu Branco	35	19,88	5	7,43	0,374 (0,114–0,957)	62,6%	0,033
Itupiranga	47	26,60	7	9,98	0,375 (0,143–0,835)	62,5%	0,010
Região do Lago de Tucuruí	**350**	**30,27**	**24**	**5,28**	**0,174 (0,110–0,264)**	**82,6%**	**<0,001**

Fonte: Sistema de Informação de Agravos de Notificação (SINAN), Ministério da Saúde, e estimativas populacionais DATASUS/IBGE.

Notas: [1] Coeficiente de incidência (taxa de detecção) por 100 mil pessoas-ano menores de 15 anos. RR = razão das taxas de 2020–2024 em relação a 2010–2019. Intervalos de confiança e p-valores obtidos por teste exato de Poisson. As reduções percentuais descrevem a mudança observada entre os períodos; ausência de casos em 2020–2024 não deve ser interpretada como evidência de interrupção da transmissão, particularmente quando os intervalos de confiança são amplos ou incluem a unidade.

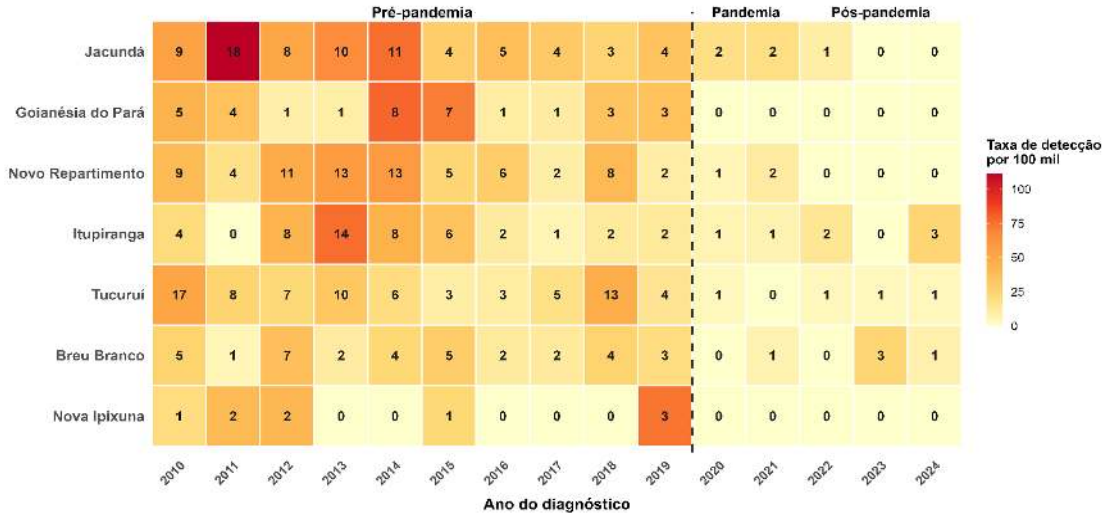
Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Figura 1. Distribuição espacial dos coeficientes de incidência (taxas de detecção) de hanseníase em menores de 15 anos e razão de taxas entre os períodos 2010–2019 e 2020–2024, Região de Integração Lago de Tucuruí, Pará, Brasil



Fonte: Sistema de Informação de Agravos de Notificação (SINAN), Ministério da Saúde, e estimativas populacionais do DATASUS/IBGE. Coeficientes de incidência (taxas de detecção) expressos por 100 mil pessoas-ano menores de 15 anos.

Figura 2. Distribuição anual dos coeficientes de incidência (taxas de detecção) de hanseníase em menores de 15 anos segundo município de residência, Região de Integração Lago de Tucuruí, Pará, Brasil, 2010–2024



Fonte**:** Sistema de Informação de Agravos de Notificação (SINAN), Ministério da Saúde, e estimativas populacionais DATASUS/IBGE. **Notas:** As cores representam os coeficientes de incidência (taxas de detecção) por 100 mil menores de 15 anos; os valores nas células correspondem ao número de casos novos diagnosticados em cada município e ano. A linha tracejada indica a transição para o período pandêmico em 2020.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

A análise de série temporal interrompida mostrou que a detecção de hanseníase em menores de 15 anos já apresentava tendência decrescente antes da pandemia, com redução mensal de aproximadamente 0,6% (IRR=0,994; IC95%: 0,991–0,997; p<0,001), equivalente a redução anualizada de 7,1% (IRR=0,929; IC95%: 0,893–0,967). Entretanto, em março de 2020 ocorreu uma redução imediata adicional de 78,3% no nível de detecção (IRR=0,217; IC95%: 0,090–0,522; p<0,001). A mudança de inclinação após a interrupção não foi estatisticamente significativa (IRR=1,011; IC95%: 0,983–1,040; p=0,441). A tendência total após março de 2020 também não apresentou evidência de aumento ou recuperação, tanto mensalmente (IRR=1,005; IC95%: 0,977–1,034; p=0,725) quanto em sua expressão anualizada (IRR=1,063; IC95%: 0,758–1,490; p=0,725). Entre março de 2020 e dezembro de 2024, foram observados 22 casos, enquanto o modelo contrafactual estimou 73,9 casos caso a tendência pré-pandêmica tivesse continuado, correspondendo a aproximadamente 51,9 casos detectados a menos que o esperado e a um déficit modelado de detecção de 70,2%.

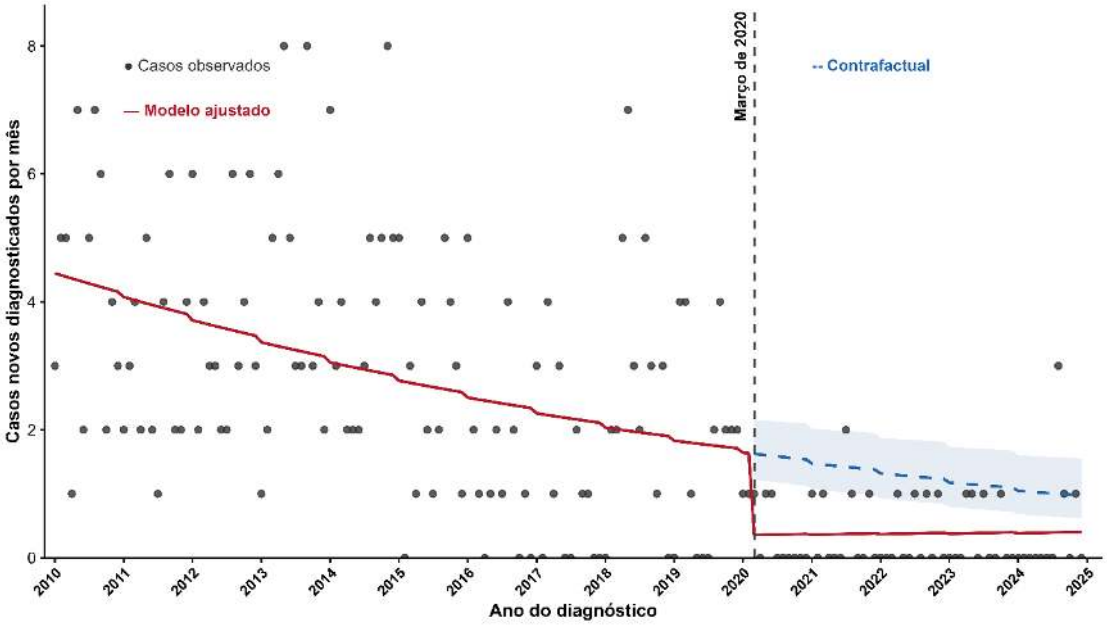
Tabela 3. Série temporal interrompida da detecção de hanseníase em menores de 15 anos, Região de Integração Lago de Tucuruí, Pará, Brasil, 2010–2024

Parâmetro	IRR	IC95%	p
Tendência pré-pandemia, por mês	0,994	0,991–0,997	<0,001
Tendência pré-pandemia, anualizada	0,929	0,893–0,967	<0,001
Mudança imediata de nível em março de 2020	0,217	0,090–0,522	<0,001
Mudança da inclinação após março de 2020	1,011	0,983–1,040	0,441
Tendência pós-março de 2020, por mês	1,005	0,977–1,034	0,725
Tendência pós-março de 2020, anualizada	1,063	0,758–1,490	0,725

Fonte: Sistema de Informação de Agravos de Notificação (SINAN), Ministério da Saúde, e estimativas populacionais DATASUS/IBGE. **Notas:** Modelo de regressão de Poisson para contagens mensais, com função de ligação log, offset correspondente à população menor de 15 anos e erros-padrão robustos HC0. IRR = razão de taxas de incidência do modelo (incidence rate ratio). A intervenção foi definida a priori em março de 2020. A tendência pós-intervenção corresponde à combinação dos coeficientes da tendência temporal basal e da mudança de inclinação.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Figura 3. Série temporal interrompida dos casos novos de hanseníase em menores de 15 anos na Região de Integração Lago de Tucuruí, Pará, Brasil, 2010–2024



Fonte: Sistema de Informação de Agravos de Notificação (SINAN), Ministério da Saúde, e estimativas populacionais DATASUS/IBGE. **Notas:** Os pontos representam os casos mensais observados; a linha contínua representa os valores ajustados pelo modelo de regressão de Poisson com offset populacional; a linha tracejada representa o cenário contrafactual baseado na continuidade da tendência pré-pandêmica. A linha vertical indica março de 2020. A área sombreada representa o intervalo de confiança de 95% do cenário contrafactual.

Após ajuste por idade e sexo, os casos diagnosticados a partir de março de 2020 apresentaram chance 2,68 vezes maior de classificação multibacilar em comparação com aqueles diagnosticados anteriormente (ORa=2,68; IC95%: 1,05–7,95; p=0,039). O sexo masculino também esteve independentemente associado à multibacilaridade (ORa=1,85; IC95%: 1,22–2,82; p=0,004). Não foi observada associação estatisticamente significativa com a idade (ORa=1,07 por ano; IC95%: 0,98–1,16; p=0,126). Em análise de sensibilidade adicionalmente ajustada pelo município de residência, a magnitude da associação entre o período pós-março de 2020 e a classificação multibacilar permaneceu semelhante, porém com menor precisão estatística (ORa=2,59; IC95%: 0,96–8,05; p=0,061), enquanto a associação com o sexo masculino permaneceu consistente (ORa=2,04; IC95%: 1,32–3,16; p=0,001).

Tabela 4. Fatores associados à classificação multibacilar entre casos de hanseníase em menores de 15 anos na Região de Integração Lago de Tucuruí, Pará, Brasil, 2010–2024

Variável	OR ajustada	IC95%	p
Março/2020–2024 vs. período anterior	**2,68**	**1,05–7,95**	**0,039**

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Idade, por ano adicional	1,07	0,98–1,16	0,126
Sexo masculino vs. feminino	**1,85**	**1,22–2,82**	**0,004**

Fonte: Sistema de Informação de Agravos de Notificação (SINAN), Ministério da Saúde. **Notas:** Regressão logística penalizada de Firth. Desfecho: classificação operacional multibacilar. OR = odds ratio; IC95% = intervalo de confiança de 95% por perfil de verossimilhança. O período posterior foi definido a partir de março de 2020, em consonância com o ponto de interrupção utilizado na análise de série temporal.
Na análise secundária, a pressão municipal de casos multibacilares em adultos não se associou à detecção infantil. Para a média dos três anos anteriores, o IRR foi 1,00 por aumento de 10 casos multibacilares/100 mil adultos (IC95%: 0,88–1,14; p=0,954); as defasagens individuais de um, dois e três anos também não evidenciaram associação estatisticamente significativa.

DISCUSSÃO

Este estudo demonstrou uma mudança marcante na dinâmica da hanseníase em menores de 15 anos na Região de Integração Lago de Tucuruí. Embora a detecção já apresentasse tendência decrescente antes de 2020, estimada em aproximadamente 7,1% ao ano, ocorreu uma redução imediata adicional de 78,3% em março de 2020, sem evidência de recuperação significativa da tendência até 2024. A existência de declínio anterior é coerente com séries históricas brasileiras que já demonstravam redução progressiva da detecção infantil, inclusive na Região Norte e no Pará; entretanto, a persistência de áreas hiperendêmicas durante períodos de queda das taxas mostra que redução da detecção não deve ser interpretada isoladamente como interrupção da transmissão [18,19].

A magnitude e a temporalidade da ruptura observada reforçam a hipótese de importante comprometimento da capacidade de detecção durante a pandemia. Na Bahia, Matos *et al.* [20] observaram redução superior a 50% nos diagnósticos após a introdução das medidas relacionadas à COVID-19, além de diminuição do número de municípios notificantes e aumento proporcional dos casos multibacilares. Em avaliação internacional de serviços de referência, de Barros *et al.* [21] relataram redução das atividades diagnósticas em 80% dos centros participantes e dificuldades de acesso dos pacientes aos serviços. Esses achados são compatíveis com o déficit modelado de 70,2% encontrado neste estudo; contudo, o contrafactual representa a continuidade esperada da tendência prévia e não permite afirmar que os aproximadamente 52 casos adicionais estimados efetivamente ocorreram e permaneceram sem diagnóstico. Ainda assim, explicações concorrentes também devem ser consideradas, incluindo mudanças na cobertura e organização da atenção primária, na intensidade da busca ativa e da investigação de contatos, na disponibilidade de profissionais, no acesso geográfico aos serviços, na mobilidade populacional e na qualidade ou completude dos registros do SINAN. Essas

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

dimensões não foram mensuradas diretamente e podem ter contribuído para a mudança observada na detecção.

A redução após 2020 não ocorreu de forma homogênea entre os municípios. Enquanto algumas localidades não registraram casos no período recente, Itupiranga e Jacundá mantiveram as maiores taxas em 2020–2024. A ausência de casos em Goianésia do Pará e Nova Ipixuna deve ser interpretada com cautela: em Nova Ipixuna, particularmente, o amplo IC95% da razão de taxas incluiu a unidade, de modo que a redução observada de 100% não constitui evidência de interrupção da transmissão. Essa heterogeneidade reforça a utilidade de análises subestaduais, uma vez que agregados regionais podem ocultar focos persistentes de transmissão ou diferenças na capacidade de detecção. Estudos em municípios brasileiros hiperendêmicos também identificaram concentração territorial de casos infantis mesmo em contextos de redução global dos indicadores, com mapeamentos espaciais recentes evidenciando clusters de alta detecção pediátrica concentrados em macrorregiões específicas dentro de um mesmo estado [22,23]. A Região de Integração Lago de Tucuruí apresenta ainda particularidades históricas de ocupação territorial e mobilidade populacional relacionadas às transformações produzidas pela implantação da hidrelétrica; estudos anteriores documentaram alterações ambientais, desmatamento e movimentos populacionais nesse território [24]. Neste estudo, entretanto, a hidrelétrica foi considerada contexto territorial e não exposição causal para hanseníase.

Outro achado relevante foi a maior chance de classificação multibacilar entre os casos diagnosticados a partir de março de 2020. Após ajuste por idade e sexo, a OR foi 2,68; entretanto, a estimativa tornou-se menos precisa após o ajuste adicional por município, embora sua magnitude permanecesse semelhante. Assim, esse resultado deve ser interpretado como possível mudança no perfil dos casos detectados, e não como demonstração direta de atraso diagnóstico. Estudos em áreas endêmicas brasileiras mostram elevada frequência de apresentações multibacilares e formas clínicas mais graves, inclusive entre crianças, reforçando a necessidade de diagnóstico oportuno, o que é corroborado por análises nacionais recentes sobre a distribuição temporal do grau de incapacidade física, que identificaram áreas de risco persistente para formas mais graves da doença [25–27]. O número de lesões também foi maior entre os casos detectados nos períodos pandêmico e 2022–2024 em comparação com a pré-pandemia, achado compatível com apresentação clínica mais extensa entre os casos que alcançaram o diagnóstico; contudo, o pequeno número de observações nos períodos recentes impede interpretar esse padrão isoladamente como evidência de atraso diagnóstico. O sexo masculino também permaneceu associado à multibacilaridade em nosso estudo, em

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

concordância com investigações brasileiras que identificaram maior frequência de doença multibacilar e maior carga de lesões entre homens [25]. Diferenças de exposição, procura por cuidado e oportunidade de diagnóstico podem contribuir para esse padrão, mas não puderam ser avaliadas individualmente neste desenho ecológico.

A ausência de associação entre a pressão municipal de casos multibacilares em adultos nos anos anteriores e a detecção infantil também merece consideração. Para a média dos três anos anteriores, a estimativa foi nula (IRR=1,00 por aumento de 10 casos multibacilares/100 mil adultos; IC95%: 0,88–1,14; p=0,954), e os modelos com defasagens individuais de um a três anos apresentaram o mesmo padrão geral. Esse resultado não exclui a relevância da exposição a fontes bacilíferas, pois uma medida ecológica municipal pode não representar adequadamente exposições domiciliares ou contatos prolongados, além de estar sujeita às mesmas oscilações na capacidade dos serviços de identificar casos. A transmissão infantil provavelmente resulta de processos em escalas mais próximas ao domicílio e às redes de contato do que aquela captada por uma taxa municipal agregada.

Entre as limitações, destacam-se o uso de dados secundários de vigilância, a possibilidade de subnotificação diferencial entre períodos, a incompletude de algumas variáveis e o caráter preliminar da base de 2024. O pequeno número de casos após março de 2020 reduziu a precisão de algumas comparações clínicas, e municípios com poucos eventos apresentaram estimativas de taxas e razões de taxas potencialmente instáveis. O desenho ecológico impede inferências em nível individual. Além disso, a série temporal interrompida identifica uma ruptura temporal associada ao período iniciado em março de 2020, mas não permite atribuir causalidade exclusivamente à COVID-19 nem distinguir completamente redução real da transmissão de redução na detecção. O cenário contrafactual depende do pressuposto de continuidade da tendência pré-pandêmica na ausência da interrupção e, portanto, não representa uma contagem observada de casos não diagnosticados. Também não estavam disponíveis medidas diretas e comparáveis ao longo de toda a série sobre intensidade da busca ativa, investigação de contatos, cobertura operacional da atenção primária, disponibilidade de profissionais e mudanças locais de acesso aos serviços. Como pontos fortes, destacam-se a série mensal de 15 anos, o uso de denominadores populacionais específicos para menores de 15 anos, a avaliação contrafactual, as análises de sensibilidade e a integração entre dinâmica temporal, heterogeneidade municipal e perfil clínico.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A hanseníase em menores de 15 anos apresentou importante mudança em sua dinâmica na Região de Integração Lago de Tucuruí entre 2010 e 2024. Embora a detecção já estivesse em declínio antes de 2020, observou-se uma redução abrupta adicional a partir de março daquele ano, seguida de manutenção de níveis baixos até 2024, sem evidência de recuperação significativa da tendência. Esse comportamento resultou em expressivo déficit modelado de detecção em relação ao cenário contrafactual baseado na trajetória pré-pandêmica, sem que essa projeção possa ser interpretada como contagem real de casos não diagnosticados.

A redução ocorreu em todos os municípios, porém com marcada heterogeneidade territorial, mantendo-se taxas relativamente mais elevadas em alguns locais no período recente. Entre os casos diagnosticados após março de 2020, também foi observada maior chance de classificação multibacilar, embora essa associação tenha apresentado menor precisão após ajuste pelo município de residência.

Os achados indicam que a queda da detecção infantil após 2020 não deve ser interpretada isoladamente como evidência de redução da transmissão. A persistência de casos em determinados municípios e a alteração do perfil clínico dos casos detectados reforçam a necessidade de intensificar a vigilância ativa, a investigação de contatos e a capacidade diagnóstica da atenção primária, especialmente nos territórios com manutenção de detecção compatível com transmissão recente.

REFERÊNCIAS

1. World Health Organization. Global leprosy (Hansen disease) update, 2024: beyond zero cases – what elimination of leprosy really means. Wkly Epidemiol Rec. 2025;100(37):365–84. Available from: https://www.who.int/publications/i/item/who-wer10037-365-384

2. Sczmanski AS, Pazin L, Sakae TM, Mazon J. Analysis of the clinical and epidemiological profile of leprosy in Brazil and major regions from 2014 to 2019. An Bras Dermatol. 2025;100:501127. doi:10.1016/j.abdp.2025.501127

3. Barreto JG, Bisanzio D, Guimarães LS, Spencer JS, Vazquez-Prokopec GM, Kitron U, *et al.* Spatial analysis spotlighting early childhood leprosy transmission in a hyperendemic municipality of the Brazilian Amazon region. PLoS Negl Trop Dis. 2014;8(2):e2665. doi:10.1371/journal.pntd.0002665

4. Ferreira AF, Heukelbach J, Souza EA, Coriolano CRF, Andrade ESN, Rocha AM, *et al.* Persistent and emerging high-risk clusters of leprosy detection in Brazil: a nationwide spatiotemporal analysis, 2001–2023. Trop Med Int Health. 2026;31(4). doi:10.1111/tmi.70104

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

5. Raposo BDS, Costa YO, Malato SS, Ribeiro MGM, Gomes AL, Gomes TAC, *et al.* Hanseníase na Amazônia Paraense: comparação do perfil epidemiológico entre Altamira e o estado do Pará em 2024 e 2025. Rev Eletrônica Acervo Científico. 2026;26:e24878. doi:10.25248/reac.e24878.2026

6. Santos M, Ferreira M, Farias C, Bindá A, Pedrosa VL, Talhari C. Leprosy in the Brazilian Amazon: four decades of progress, scientific advances and future challenges. Rev Soc Bras Med Trop. 2026;59(suppl 1):e04612025. doi:10.1590/0037-8682-0461-2025

7. da Paz WS, Souza M do R, Tavares D dos S, de Jesus AR, dos Santos AD, do Carmo RF, *et al.* Impact of the COVID-19 pandemic on the diagnosis of leprosy in Brazil: an ecological and population-based study. Lancet Reg Health Am. 2022;9:100181. doi:10.1016/j.lana.2021.100181

8. Sousa GJB, Lages D dos S, Barbosa PPL, Rocha MCN, de Sena Neto SA, Brandão JG, *et al.* An interrupted time series study of the leprosy case detection in Brazil after the COVID-19 pandemic. Sci Rep. 2025;15:9777. doi:10.1038/s41598-025-94600-2

9. Fearnside PM. Social impacts of Brazil's Tucuruí Dam. Environ Manage. 1999;24(4):483–95. doi:10.1007/s002679900248

10. von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP, *et al.* The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. PLoS Med. 2007;4(10):e296. doi:10.1371/journal.pmed.0040296

11. Benchimol EI, Smeeth L, Guttmann A, Harron K, Moher D, Petersen I, *et al.* The REporting of studies Conducted using Observational Routinely-collected health Data (RECORD) statement. PLoS Med. 2015;12(10):e1001885. doi:10.1371/journal.pmed.1001885

12. Brasil. Ministério da Saúde. SINANWEB [Internet]. Brasília: Ministério da Saúde; 2021 [cited 2021 Nov 10]. Available from: https://portalsinan.saude.gov.br/

13. Brasil. Ministério da Saúde. SINANWEB – Hanseníase. Sistema de Informação de Agravos de Notificação [Internet]. Brasília: Ministério da Saúde; 2016 [cited 2020 Jan 21]. Available from: http://www.portalsinan.saude.gov.br/hanseniase

14. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pará: cidades e estados [Internet]. Rio de Janeiro: IBGE; 2020 [cited 2020 Jul 6]. Available from: https://www.ibge.gov.br/cidades-e-estados/pa/

15. World Health Organization. Global leprosy strategy 2021–2030: overview [Internet]. Geneva: WHO; 2021 [cited 2026 Sep 16]. Available from: https://www.who.int/docs/default-source/ntds/leprosy/global-consultation-on-global-leprosy-strategy-2021-2030/06-global-leprosy-strategy-overview.pdf

16. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde e Ambiente. Boletim epidemiológico: hanseníase 2024 [Internet]. Brasília: Ministério da Saúde; 2024 [cited 2026 Sep 16]. Available from: https://www.gov.br/saude/pt-br/centrais-de-conteudo/publicacoes/boletins/epidemiologicos/especiais/2024/be_hansen-2024_19jan_final.pdf

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

17. Kontopantelis E, Doran T, Springate DA, Buchan I, Reeves D. Regression based quasi-experimental approach when randomisation is not an option: interrupted time series analysis. BMJ. 2015;350:h2750. doi:10.1136/bmj.h2750

18. Schneider PB, de Freitas BHBM. Leprosy trends in children under 15 years of age in Brazil, 2001–2016. Cad Saude Publica. 2018;34(3):e00101817. doi:10.1590/0102-311X00101817

19. Pescarini JM, Teixeira CSS, da Silva NB, Sanchez MN, da Natividade MS, Rodrigues LC, *et al.* Epidemiological characteristics and temporal trends of new leprosy cases in Brazil: 2006 to 2017. Cad Saude Publica. 2021;37(7):e00130020. doi:10.1590/0102-311X00130020

20. Matos TS, do Nascimento VA, do Carmo RF, Moreno de Oliveira Fernandes TR, de Souza CDF, da Silva TFA. Impact of the COVID-19 pandemic on the diagnosis of new leprosy cases in Northeastern Brazil, 2020. Int J Dermatol. 2021;60(8):1003. doi:10.1111/ijd.15705

21. De Barros B, Lambert SM, Negera E, De Arquer GR, Sales AM, Darlong J, *et al.* An assessment of the reported impact of the COVID-19 pandemic on leprosy services using an online survey of practitioners in leprosy referral centres. Trans R Soc Trop Med Hyg. 2021;115(12):1456–61. doi:10.1093/trstmh/trab084

22. Marciano LHSC, Belone A de FF, Rosa PS, Coelho NMB, Ghidella CC, Nardi SMT, *et al.* Epidemiological and geographical characterization of leprosy in a Brazilian hyperendemic municipality. Cad Saude Publica. 2018;34(8):e00197216. doi:10.1590/0102-311X00197216

23. Barbosa CC, Bezerra GSN, Xavier AT, Oliveira ALS de, Medeiros MS de, Bonfim CV do, et al. Analysis of the spatial distribution of new cases of leprosy in the state of Pernambuco, Northeast Brazil. Trop Med Infect Dis. 2025;10(12):327. doi:10.3390/tropicalmed10120327

24. Vasconcelos CH, Novo EMLM, Donalisio MR. Use of remote sensing to study the influence of environmental changes on malaria distribution in the Brazilian Amazon. Cad Saude Publica. 2006;22(3):517–26. doi:10.1590/S0102-311X2006000300006

25. Serra MAADO, Santos CDS, Lima Neto PM, Oliveira KGZ, Oliveira FJF de, Gordon ASDA, *et al.* Factors associated with multibacillary leprosy in a priority region for disease control in Northeastern Brazil: a retrospective observational study. J Trop Med. 2019;2019:5738924. doi:10.1155/2019/5738924

26. Matos TS, de Souza CDF, de Oliveira Fernandes TRM, Santos MB, de Brito RJVC, Matos DUS, et al. Time trend and identification of risk areas for physical disability due to leprosy in Brazil: an ecological study, 2001–2022. BMC Infect Dis. 2025;25:320. doi:10.1186/s12879-025-10586-2

27. Bandeira SS, Pires CA, Quaresma JAS. Leprosy reactions in childhood: a prospective cohort study in the Brazilian Amazon. Infect Drug Resist. 2019;12:3249–57. doi:10.2147/IDR.S217181

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.