REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

PROPORÇÃO MUNICIPAL DE NASCIDOS VIVOS DE MÃES COM 35 ANOS OU MAIS E PREMATURIDADE NA PARAÍBA, 2018-2024: ESTUDO ECOLÓGICO E ESPACIAL

PROPORTION OF LIVE BIRTHS TO MOTHERS AGED 35 YEARS OR OLDER AND PRETERM BIRTH IN PARAÍBA, BRAZIL, 2018-2024: AN ECOLOGICAL AND SPATIAL STUDY

PROPORCIÓN MUNICIPAL DE NACIDOS VIVOS DE MADRES DE 35 AÑOS O MÁS Y PREMATURIDAD EN PARAÍBA, BRASIL, 2018-2024: ESTUDIO ECOLÓGICO Y ESPACIAL

Raíssa Gabriella Silva de Oliveira Barros
Graduada em Enfermagem, Universidade Estadual da Paraíba (UEPB), Brasil
E-mail: raissa.obarros@outlook.com

Fayna Isabel Cavalcante Aquino
Graduada em Enfermagem, Universidade Estadual da Paraíba (UEPB), Brasil
E-mail: faynaisabel@hotmail.com

Ingrid Macena Chagas
Graduada em Enfermagem, Universidade Estadual da Paraíba (UEPB), Brasil
E-mail: ingridmaacena@gmail.com

Êmily Estéfane Gomes da Silva
Graduanda em Enfermagem, Centro Universitário Maurício de Nassau (UNINASSAU), Brasil
E-mail: emilystesilva@gmail.com

Sara Aléxia de Amorim Ramos
Graduada em Enfermagem, Universidade Estadual da Paraíba (UEPB), Brasil
E-mail: amorimsara111@gmail.com

Sofia Aparecida de Amorim Ramos
Graduada em Enfermagem, Universidade Estadual da Paraíba (UEPB), Brasil
E-mail: sofiaamorim2003@gmail.com

Carlos Gabriel de Lima Ventura
Graduando em Enfermagem, Universidade Estadual da Paraíba (UEPB), Brasil
E-mail: carlos.ventura@aluno.uepb.edu.br

Maria Stefanny Moura da Silva
Mestranda em Saúde Pública, Universidade Estadual da Paraíba (UEPB), Brasil
E-mail: mstefanny745@gmail.com

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

Resumo

Analisou-se a associação entre a proporção municipal de mães com 35 anos ou mais e as proporções municipais de prematuridade e de baixo peso ao nascer na Paraíba, de 2018 a 2024. Trata-se de estudo ecológico transversal com componente espacial, com os 223 municípios como unidades de análise (382.126 nascidos vivos, SINASC). Utilizou-se regressão binomial negativa com offset, ajustada por escolaridade materna e IDHM (modelo principal, definido por diagrama causal acíclico), com resultados expressos em razões de prevalência (RP) por aumento de 5 pontos percentuais. A autocorrelação espacial dos resíduos foi avaliada pelo I de Moran, e os modelos foram reajustados com termo de suavização espacial (modelo aditivo generalizado); o indicador local de associação espacial (LISA) foi aplicado de forma exploratória às proporções suavizadas de prematuridade e de baixo peso. A prematuridade estadual foi de 11,2% e o baixo peso, de 7,9%. A proporção de mães com 35 anos ou mais associou-se à prematuridade (RP = 1,167; IC 95%: 1,101-1,238), e a estimativa foi menor após o ajuste espacial (RP = 1,062; IC 95%: 1,009-1,117), indicando que parte substancial da associação convencional é compartilhada com a estrutura geográfica. Para o baixo peso, a estimativa foi positiva e imprecisa (RP = 1,051; IC 95%: 0,999-1,106; modelo espacial: RP = 1,023; IC 95%: 0,970-1,079), sem evidência estatística suficiente de associação. Observaram-se agrupamentos de prematuridade, sobretudo no Agreste e na Borborema. Por serem achados ecológicos, indicam territórios a investigar e não o risco individual.

Palavras-chave: Nascimento Prematuro; Idade Materna; Recém-Nascido de Baixo Peso; Estudos Ecológicos; Saúde Materna.

Abstract

We analyzed the association between the municipal proportion of mothers aged 35 years or older and the municipal proportions of preterm birth and low birth weight in Paraíba, Brazil, from 2018 to 2024. This cross-sectional ecological study with a spatial component used the 223 municipalities as units of analysis (382,126 live births, SINASC). Negative binomial regression with an offset was adjusted for maternal education and the Municipal Human Development Index (main model, defined by a directed acyclic graph), and results were expressed as prevalence ratios (PR) per 5-percentage-point increase. Spatial autocorrelation of the residuals was assessed with Moran's I, and the models were refitted with a spatial smoothing term (generalized additive model); the local indicator of spatial association (LISA) was applied exploratorily to the smoothed proportions of preterm birth and low birth weight. State-level preterm birth was 11.2% and low birth weight was 7.9%. The proportion of mothers aged 35 or older was associated with preterm birth (PR = 1.167; 95% CI: 1.101-1.238), and the estimate was smaller after spatial adjustment (PR = 1.062; 95% CI: 1.009-1.117), indicating that a substantial part of the conventional association is shared with the geographic structure. For low birth weight, the estimate was positive and imprecise (PR = 1.051; 95% CI: 0.999-1.106; spatial model: PR = 1.023; 95% CI: 0.970-1.079), with insufficient statistical evidence of association. Preterm

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

birth clusters were observed mainly in the Agreste and Borborema regions. As these are ecological findings, they indicate areas to investigate rather than individual risk.
Keywords: Premature Birth; Maternal Age; Infant, Low Birth Weight; Ecological Studies; Maternal Health.

Resumen

Se analizó la asociación entre la proporción municipal de madres de 35 años o más y las proporciones municipales de prematuridad y bajo peso al nacer en Paraíba, Brasil, de 2018 a 2024. Se trata de un estudio ecológico transversal con componente espacial, con los 223 municipios como unidades de análisis (382.126 nacidos vivos, SINASC). Se utilizó regresión binomial negativa con offset, ajustada por escolaridad materna e Índice de Desarrollo Humano Municipal (modelo principal, definido mediante un grafo acíclico dirigido), y los resultados se expresaron como razones de prevalencia (RP) por aumento de 5 puntos porcentuales. La autocorrelación espacial de los residuos se evaluó con el I de Moran, y los modelos se reajustaron con un término de suavizado espacial (modelo aditivo generalizado); el indicador local de asociación espacial (LISA) se aplicó de forma exploratoria a las proporciones suavizadas de prematuridad y bajo peso. La prematuridad estatal fue de 11,2% y el bajo peso, de 7,9%. La proporción de madres de 35 años o más se asoció con la prematuridad (RP = 1,167; IC 95%: 1,101-1,238), y la estimación fue menor tras el ajuste espacial (RP = 1,062; IC 95%: 1,009-1,117), lo que indica que una parte sustancial de la asociación convencional es compartida con la estructura geográfica. Para el bajo peso, la estimación fue positiva e imprecisa (RP = 1,051; IC 95%: 0,999-1,106; modelo espacial: RP = 1,023; IC 95%: 0,970-1,079), sin evidencia estadística suficiente de asociación. Se observaron agrupamientos de prematuridad, sobre todo en el Agreste y la Borborema. Por ser hallazgos ecológicos, indican territorios por investigar y no el riesgo individual.
Palabras clave: Nacimiento Prematuro; Edad Materna; Recién Nacido de Bajo Peso; Estudios Ecológicos; Salud Materna.

1. Introdução

A prematuridade, definida como nascimento antes de 37 semanas completas de gestação, associa-se a maior morbimortalidade neonatal e a prejuízos de longo prazo no desenvolvimento infantil (World Health Organization, 2023; Brasil, 2024a). Em 2020, estimou-se que, mundialmente, 13,4 milhões de bebês nasceram prematuros, cerca de 1 em cada 10 nascidos vivos (Ohuma et al., 2023), e no Brasil a prevalência foi de 11,1% entre 2011 e 2021 (Alberton et al., 2023).

Paralelamente, o adiamento da maternidade tem crescido no país, em razão da combinação entre oportunidades educacionais e profissionais, transformações

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

culturais e avanços médicos, que ampliaram as opções e o poder de decisão das mulheres sobre o momento de serem mães (Tibes-Cherman et al., 2021; Oliveira et al., 2020). Assim, a proporção de nascidos vivos de mães com 35 anos ou mais passou de 8,1% em 1995-2000 para 13,4% em 2013-2018 (Shimamura et al., 2021), e na Paraíba passou de 14,0% em 2018 para 17,6% em 2024 (IBGE, 2025).

A idade materna avançada associa-se a complicações gestacionais de impacto materno-fetal (Kalil et al., 2024) com destaque para prematuridade e ao baixo peso ao nascer (Martinelli et al., 2021; Rocha et al., 2026; Martins et al., 2024; Rydahl et al., 2019), essa associação está relacionada a assistência pré-natal, do tipo de parto, da escolaridade materna (Rocha et al., 2026; Leal et al., 2020) e das condições socioeconômicas, que variam entre os territórios (McHale et al., 2022).

Na Paraíba, as desigualdades socioeconômicas e de acesso aos serviços entre os municípios tornam relevante verificar se a distribuição territorial da idade materna avançada acompanha a prematuridade e o baixo peso. Os estudos sobre esses desfechos no Nordeste concentraram-se em capitais e maternidades isoladas (Gonzaga et al., 2016), e são escassas as análises em escala municipal. Estudos ecológicos permitem identificar territórios de maior risco e orientar políticas de atenção à gestante e ao recém-nascido (Rocha et al., 2026), sem permitir inferência sobre o risco individual. Essa limitação é conhecida como falácia ecológica: ocorre quando uma associação observada entre grupos ou territórios é atribuída diretamente aos indivíduos que os compõem (Morgenstern,1982).

Dessa forma, o presente estudo ecológico teve como objetivo analisar a associação entre a proporção de mães com 35 anos ou mais e a prematuridade e o baixo peso ao nascer nos municípios da Paraíba, de 2018 a 2024.

2. Revisão da Literatura

A idade materna avançada, definida de modo geral a partir dos 35 anos, associa-se a maior risco de desfechos perinatais adversos, principalmente prematuridade, restrição de crescimento intrauterino, diabetes gestacional, hipertensão e pré-eclâmpsia (Martins et al., 2024). Em estudo de prontuários,

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

mulheres acima de 40 anos tiveram probabilidade 1,06 vez maior de pré-eclâmpsia e 1,33 vez maior de restrição de crescimento intrauterino (Martins et al., 2024). Com dados do SINASC, a proporção de prematuros entre mães de 45 anos ou mais foi de 14,88% a 17,92% entre 2012 e 2019, com tendência crescente (Martinelli et al., 2021), e no Espírito Santo as razões de prevalência foram de 1,32 para mães com mais de 35 anos e de 1,14 para as com menos de 19 anos, em relação às de 20 a 34 anos (Rocha et al., 2026).

Os mecanismos propostos são biológicos e assistenciais. Entre os biológicos, a redução da elasticidade vascular e a resistência à insulina favorecem hipertensão e diabetes gestacional (Martins et al., 2024). Entre os assistenciais, a reprodução assistida eleva as gestações múltiplas, fator de risco para parto pré-termo, e a percepção de risco mais alta de gestantes e obstetras pode levar a intervenções iatrogênicas (Martinelli et al., 2021; Rydahl et al., 2019); no *inquérito Nascer no Brasil*, 39,3% dos prematuros nasceram por intervenção obstétrica, e mais de 90% destes por cesariana eletiva (Leal et al., 2016).

A escolaridade materna e a assistência pré-natal também condicionam a relação entre idade e prematuridade. A menor cobertura e o início tardio do pré-natal nas regiões Norte e Nordeste, entre mulheres de menor escolaridade, estiveram ligados a barreiras de acesso (Leal et al., 2020). O número de consultas, indicador frequente de assistência, não informa sobre o início e a qualidade do acompanhamento e depende da duração da gestação, de modo que gestações prematuras têm menos oportunidades de consultas (Leal et al., 2020). O parâmetro de referência também mudou: até 2024, o mínimo era de seis consultas, e a Portaria GM/MS nº 5.350/2024, que instituiu a Rede Alyne, passou a prever no mínimo sete (Brasil, 2024b).

Outrossim, o contexto socioeconômico e a organização da rede de atenção estão associados aos desfechos. O IDHM e outros indicadores socioeconômicos captam renda, educação e longevidade, dimensões que influenciam as condições de vida e o acesso das gestantes (McHale et al., 2022). A concentração de serviços, por sua vez, pode inverter a leitura das taxas. No Nordeste, mais de 30% das mulheres precisaram se deslocar em busca de maternidade, e esse deslocamento

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

associou-se à prematuridade espontânea (OR = 1,61) e ao baixo peso (OR = 1,56) (Leal et al., 2020). No presente estudo, ao considerar o município de residência da mãe, esse efeito é minimizado.

A análise espacial permite identificar agrupamentos de municípios com valores semelhantes, útil para a priorização territorial (Anselin, 1995). Na região metropolitana de São Paulo, Rodríguez et al. (2024) descreveram padrões espaciais da prematuridade em escala municipal e mostraram o valor da dependência espacial para o planejamento em saúde. A qualidade do SINASC, que cobre cerca de 95% dos nascimentos (Szwarcwald et al., 2019), é fundamental, e a idade gestacional, registrada preferencialmente pela data da última menstruação (Martinelli et al., 2021), pode alterar os resultados: em São Paulo, a proporção de prematuros foi 26,5% maior pela DUM do que por outros métodos (Bonilha et al., 2023). Até o momento, os estudos no Brasil privilegiaram escalas intermediárias, e a análise em escala municipal no Nordeste permanece em aberto.

3. Metodologia

Estudo ecológico transversal, de múltiplos grupos, com componente espacial, cujas unidades de análise foram os 223 municípios da Paraíba. Os nascimentos de 2018 a 2024 foram agregados em um único período, de modo que cada município contribui com uma observação (n = 223); os 382.126 nascidos vivos compõem apenas os numeradores e denominadores das proporções municipais, e a dimensão temporal não foi analisada.

Os dados de nascidos vivos vieram do SINASC/DATASUS, segundo o município de residência da mãe (Brasil, 2026), coletados em outubro de 2026. O IDHM de 2010, última estimativa oficial completa para todos os municípios, foi obtido no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, e se reconhece o descompasso temporal com o período dos desfechos. Na análise de sensibilidade, incluiu-se a Cobertura Potencial da APS de janeiro de 2021, marco inicial da série no e-Gestor Atenção Básica.

Os desfechos foram a prematuridade (gestação inferior a 37 semanas completas) e o baixo peso ao nascer (inferior a 2.500 g), expressos como proporção

CC BY

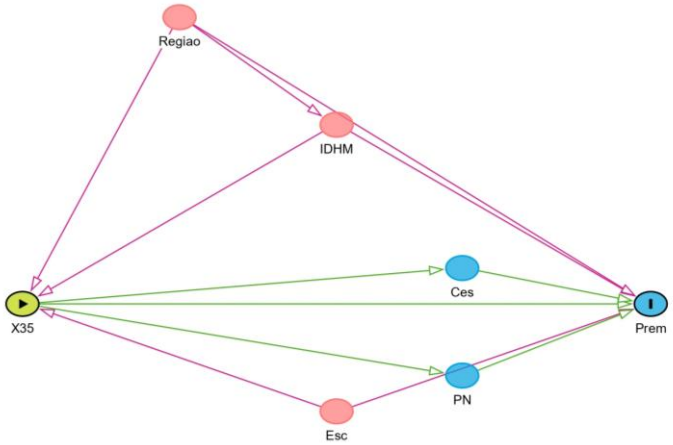
REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

dos nascidos vivos do município no período. Foram analisados 382.126 nascidos vivos (excluídos 7 registros com município de residência ignorado). O N válido foi de 377.092 para a prematuridade (5.034 ignorados; 1,32%) e de 382.108 para o baixo peso (18 ignorados; 0,005%). Os ignorados foram de 0,00% para idade materna, 0,35% para consultas de pré-natal, 0,11% para tipo de parto e 1,19% para instrução materna, e foram excluídos do denominador de cada indicador, sem reclassificação como não-eventos. A exposição foi a proporção de mães com 35 anos ou mais. As covariáveis foram a proporção de mães com até seis consultas de pré-natal, de partos cesáreos, de mães com menos de 8 anos de estudo e o IDHM.

O ponto de corte de seis consultas foi mantido para todo o período, pois o mínimo passou de seis para sete em setembro de 2024 (Brasil, 2024b). As covariáveis foram definidas por um diagrama causal acíclico (DAG; Figura 1). Escolaridade materna e IDHM foram tratados como confundidores pré-exposição. O número de consultas, que depende da duração da gestação (causalidade reversa), e a cesariana, que pode estar no caminho entre a idade materna e a prematuridade, foram tratados como mediadores potenciais ou variáveis pós-exposição. O modelo principal incluiu a exposição, a escolaridade e o IDHM; o modelo completo, com todas as covariáveis, foi mantido como sensibilidade.

Figura 1. Diagrama causal acíclico (DAG) da associação entre a proporção municipal de nascidos vivos de mães com 35 anos ou mais e a prematuridade.



Legenda. X35 = proporção municipal de mães com 35 anos ou mais (exposição); Prem = proporção municipal de prematuridade (desfecho); IDHM = Índice de Desenvolvimento Humano Municipal; Esc = proporção de mães com menos de 8 anos de estudo; Ces = proporção de partos cesáreos; PN = proporção de mães com até 6 consultas de pré-natal; Regiao = região geográfica. IDHM e Esc foram

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

tratados como confundidores pré-exposição (ajustados no modelo principal). Regiao foi considerada confundidor teórico e não foi incluída no modelo convencional; a estrutura geográfica foi tratada pelo termo espacial do GAM. Ces e PN foram tratados como mediadores potenciais (avaliados apenas na sensibilidade).

A Figura 1 representa as relações assumidas entre a exposição, o desfecho e as covariáveis. Escolaridade materna e IDHM compõem o modelo principal, enquanto o número de consultas e a cesariana entraram apenas no modelo completo.

Os desfechos foram modelados por regressão binomial negativa, com o logaritmo dos nascidos vivos válidos como *offset*, e expressos em razões de prevalência (RP) com IC 95%, por aumento de 5 pontos percentuais nas proporções e de 0,05 no IDHM, com significância de 5%. A superdispersão foi verificada pela dispersão de Pearson do modelo de Poisson (4,962 para prematuridade e 2,062 para baixo peso), e o AIC indicou melhor ajuste da binomial negativa (prematuridade: 1.905,7 vs. 2.478,4; baixo peso: 1.691,4 vs. 1.769,9). A inspeção dos resíduos de Pearson não indicou desvios graves. A multicolinearidade foi avaliada por correlação de Pearson e VIF (nenhuma correlação acima de |0,40|; VIF < 1,5).

Em seguida, os modelos foram reajustados com um termo de suavização espacial bidimensional dos centroides municipais (UTM zona 24S), em modelo aditivo generalizado (GAM) com família binomial negativa (Wood, 2017), com 30 funções de base (k = 30). Para a prematuridade no modelo principal, utilizou-se também k = 60. O método de estimação foi o REML, e a autocorrelação residual foi reavaliada. O I de Moran e o GAM foram aplicados ao modelo principal (referência) e ao completo (sensibilidade), nos dois desfechos. As demais especificações (modelo sem IDHM e GAM somente com a exposição) não tiveram a autocorrelação residual avaliada, o que deve ser considerado na interpretação dos resultados.

Antes do LISA, calculou-se o I de Moran global das proporções suavizadas de cada desfecho, com a mesma matriz Queen e 9.999 permutações. As proporções foram suavizadas pelo método bayesiano empírico global para reduzir a instabilidade em municípios pequenos. O LISA foi aplicado às proporções suavizadas dos dois desfechos, com a mesma matriz Queen e pesos padronizados na linha, inferência analítica, significância local de 5% e correção por FDR de Benjamini-Hochberg,

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

classificando os municípios em *clusters* (com destaque para Alto-Alto e Baixo-Baixo). A análise espacial teve caráter exploratório.

A robustez da estimativa principal foi avaliada por: restrição a municípios com 500 ou mais nascidos vivos (n = 143 retidos; 80 excluídos) e com 250 ou mais (n = 204 retidos; 19 excluídos); Poisson com variância robusta (HC0), quasibinomial e beta-binomial, ajustados no modelo completo (os dois últimos com ligação logit, que gera razões de chances, comparáveis à RP pela baixa prevalência dos desfechos); modelo sem IDHM, mantendo a estrutura do principal (exposição e escolaridade); GAM apenas com a exposição; e inclusão da Cobertura Potencial da APS ao modelo completo. As restrições foram feitas apenas para a análise de sensibilidade, e o modelo principal usou os 223 municípios.

Todas as análises foram feitas no software R 4.6.1, com MASS::glm.nb, mgcv::gam, stats::glm, sandwich::vcovHC, lmtest::coeftest, aod::betabin e spdep (EBest, moran.mc e localmoran), com semente 123 para as permutações do I de Moran; o LISA usou inferência analítica.

O estudo utilizou exclusivamente dados secundários públicos e agregados, sem identificação individual, e, conforme a Resolução CNS nº 510/2016, dispensou apreciação por comitê de ética em pesquisa.

4. Resultados e Discussão

Foram analisados 382.126 nascidos vivos de mães residentes nos 223 municípios da Paraíba entre 2018 e 2024. No conjunto do estado, a prematuridade foi de 11,2% e o baixo peso ao nascer de 7,9%. A proporção de mães com 35 anos ou mais foi de 15,8%, a de mães com até 6 consultas de pré-natal de 26,9%, a de partos cesáreos de 62,6% e a de mães com menos de 8 anos de estudo de 19,9%. Essas proporções estaduais são ponderadas pelo número de nascidos vivos, enquanto os indicadores municipais, em médias simples, desvios-padrão, medianas e amplitudes, estão na Tabela 1.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

Tabela 1. Características dos municípios da Paraíba segundo indicadores de nascidos vivos, desfechos perinatais e covariáveis. Paraíba, 2018-2024 (N = 223).

Indicador municipal	Média	DP	Mediana	Mínimo	Máximo
Nascidos vivos no período	1.713,6	6.105,6	675	114	79.475
Prematuridade (%)	10,95	2,45	11,13	4,73	18,00
Baixo peso ao nascer (%)	7,48	1,54	7,38	3,17	13,92
Mães com 35 anos ou mais (%)	14,49	2,53	14,40	9,03	22,71
Até 6 consultas de pré-natal (%)	21,41	6,19	20,96	7,22	43,54
Partos cesáreos (%)	65,49	13,99	63,71	31,32	97,42
Menos de 8 anos de estudo (%)	21,60	7,37	22,07	3,87	36,78
IDHM (2010)	0,588	0,038	0,583	0,513	0,763

Fonte: elaboração própria a partir de dados do SINASC (DATASUS), 2018-2024, e do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (IDHM 2010).

A Tabela 1 mostra distribuição assimétrica do número de nascimentos (mediana de 675 e média de 1.713,6), com poucos municípios de grande porte, como João Pessoa e Campina Grande, e muitos de pequeno porte; 80 municípios tiveram menos de 500 nascimentos no período. A prematuridade municipal variou de 4,73% a 18,00%, o baixo peso de 3,17% a 13,92% e a proporção de mães com 35 anos ou mais de 9,03% a 22,71%, o que indica heterogeneidade suficiente para a análise. A prematuridade estadual (11,2%) é semelhante à prevalência de 11,1% estimada para o Brasil entre 2011 e 2021 (Alberton et al., 2023).

No modelo principal (ajustado por escolaridade e IDHM, conforme o DAG), cada aumento de 5 pontos percentuais na proporção de mães com 35 anos ou mais associou-se a uma razão de prevalência 16,7% maior na proporção municipal de prematuridade (RP = 1,167; IC 95%: 1,101-1,238). O modelo completo, que inclui pré-natal e cesárea, deu estimativa praticamente idêntica (RP = 1,161; IC 95%: 1,095-1,231), apresentada na Tabela 2.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

Tabela 2. Razões de prevalência de prematuridade segundo variáveis municipais. Paraíba, 2018-2024.

Variável	Modelo Principal (DAG) RP (IC95%)	Valor de *p*	Modelo Completo (Sensibilidade) RP (IC95%)	Valor de *p*
Mães com 35 anos ou mais	1,167 (1,101-1,238)	<0,001	1,161 (1,095-1,231)	<0,001
Menos de 8 anos de estudo	1,034 (1,013-1,055)	<0,001	1,044 (1,022-1,067)	<0,001
IDHM	1,008 (0,972-1,046)	0,658	1,017 (0,979-1,057)	0,384
Até 6 consultas de pré-natal	-	-	0,976 (0,954-0,999)	0,044
Partos cesáreos	-	-	1,003 (0,992-1,014)	0,626

Nota: o modelo principal inclui apenas os confundidores pré-exposição (escolaridade e IDHM). O modelo completo inclui pré-natal e cesariana, tratados como mediadores potenciais ou variáveis pós-exposição. RP estimada por regressão binomial negativa, por aumento de 5 pontos percentuais nas proporções e de 0,05 unidade no IDHM.

A Tabela 2 mostra que as proporções de mães com 35 anos ou mais e com menos de 8 anos de estudo associaram-se positivamente à prematuridade nos dois modelos, enquanto IDHM e cesárea não se associaram. A proporção de mães com até seis consultas apresentou associação inversa de pequena magnitude no modelo completo, e a inclusão das variáveis pós-exposição praticamente não alterou a estimativa da exposição principal.

Por 1 ponto percentual, a RP foi de 1,031 (IC 95%: 1,019-1,043); por 1 desvio-padrão (2,53 pontos), de 1,081 (IC 95%: 1,050-1,113); e por 1 intervalo interquartil (3,03 pontos), de 1,098 (IC 95%: 1,060-1,138). O contraste de 5 pontos percentuais equivale a cerca de dois desvios-padrão e excede o intervalo interquartil. A partir da prevalência estadual de 11,2%, a RP de 1,167 corresponde a um acréscimo de aproximadamente 1,9 ponto percentual na prevalência de prematuridade.

Os resíduos do modelo principal apresentaram forte autocorrelação espacial (I de Moran = 0,349; $p < 0,001$), que deixou de ser detectada após a inclusão do termo espacial (GAM, k = 30; I de Moran = -0,096; $p = 0,987$). Nesse modelo, a associação permaneceu positiva e significativa, porém menor (RP = 1,062; IC 95%: 1,009-1,117; $p = 0,021$), com resultado semelhante para k = 60 (RP = 1,065; IC 95%: 1,012-1,121; $p = 0,016$) e no modelo completo (I de Moran de 0,331 para -0,101, p = 0,990; RP = 1,061; IC 95%: 1,008-1,116; $p = 0,023$). Na escala logarítmica, o coeficiente reduziu-se em cerca de 60%.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

A associação positiva entre a proporção de mães com 35 anos ou mais e a prematuridade segue o sentido descrito em estudos de base individual com dados do SINASC. No Brasil, a proporção de prematuros entre mães de 45 anos ou mais variou de 14,88% a 17,92% entre 2012 e 2019 (Martinelli et al., 2021), e no Espírito Santo mães com mais de 35 anos apresentaram RP de 1,32 em relação às de 20 a 34 anos (Rocha et al., 2026). Os valores, contudo, não são equivalentes: aqui a RP compara municípios com diferentes proporções de mães mais velhas, e não mulheres de faixas etárias distintas, o que impede confrontar diretamente 1,167 (ou 1,081 por desvio-padrão) com 1,32.

A redução da estimativa após o controle espacial indica que parte substancial da associação convencional é compartilhada com a estrutura geográfica, ou seja, que municípios vizinhos apresentam perfis semelhantes de idade materna e de prematuridade. Esse padrão é compatível com fatores não mensurados distribuídos no território, como a organização da rede de atenção, o acesso a maternidades e condições socioeconômicas não captadas pelo IDHM de 2010 (McHale et al., 2022; Leal et al., 2020). Em termos absolutos, a RP de 1,062 corresponde a cerca de 0,7 ponto percentual na prevalência, contra 1,9 ponto na estimativa convencional, e por isso a estimativa espacial, mais conservadora, é a mais adequada para a interpretação. Na região metropolitana de São Paulo, a proporção de mães com mais de 34 anos não apresentou associação espacial significativa com a prematuridade (Im = -0,12; p = 0,062), ao contrário das proporções de mães com menos de 20 anos e com até 7 anos de estudo (Rodríguez et al., 2024), diferença que pode decorrer da escala (39 municípios metropolitanos contra 223 de perfil heterogêneo) e das abordagens analíticas. Os mecanismos individuais descritos na Revisão não foram avaliados, e a gestação múltipla, que teve a maior RP no estudo capixaba (Rocha et al., 2026), não foi incluída. Por se tratar de dados agregados, a associação também pode refletir a composição etária dos municípios, e os resultados não devem ser interpretados como risco individual, o que caracterizaria falácia ecológica (Morgenstern, 1982).

A proporção de mães com menos de 8 anos de estudo associou-se à prematuridade (RP = 1,034 no modelo principal e 1,044 no completo; Tabela 2), em

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

concordância com a literatura. No Espírito Santo, a ausência de escolaridade materna apresentou RP de 1,51 (Rocha et al., 2026), e no Brasil a menor escolaridade, nas regiões Norte e Nordeste, relacionou-se à menor cobertura e ao início tardio do pré-natal (Leal et al., 2020). A menor magnitude aqui é esperada, pois a medida é uma proporção municipal, e não a condição individual da mulher.

A proporção de mães com até seis consultas apresentou associação inversa (RP = 0,976; IC 95%: 0,954-0,999; *p* = 0,044), contrária à expectativa (Leal et al., 2020). Como o limite superior do intervalo se aproxima do valor nulo, o resultado dificilmente indica efeito protetor, sendo mais plausível a causalidade reversa: gestações mais curtas têm menos oportunidades de consultas (Leal et al., 2020). Por isso a variável foi tratada como pós-exposição e mantida apenas no modelo completo. Como o número de consultas não informa sobre início e qualidade do acompanhamento, Andrade et al. (2022), que observaram menores taxas de prematuridade onde os escores de processo de trabalho da atenção primária eram mais altos, sugerem que a qualidade do cuidado pode ser mais informativa do que o número bruto de consultas.

O IDHM não se associou à prematuridade (RP = 1,008 no modelo principal e 1,017 no completo), diferentemente de dois estudos ecológicos brasileiros (Rodríguez et al., 2024; Andrade et al., 2022). A divergência pode refletir a sobreposição parcial com a escolaridade materna, já incluída no modelo, a defasagem do índice (2010) e sua pequena variação entre os municípios paraibanos (desvio-padrão de 0,038), que reduz o poder de detectar associação. A cesariana também não se associou à prematuridade (RP = 1,003), embora esteja relacionada à idade materna e às intervenções eletivas (Rydahl et al., 2019; Leal et al., 2016); como pode estar no caminho entre a idade e a prematuridade, sua mediação merece investigação em estudos com dados individuais.

A cesariana, associada à idade materna e às intervenções eletivas (Rydahl et al., 2019; Leal et al., 2016), também não se associou à prematuridade (RP = 1,003). No *inquérito Nascer no Brasil*, 39,3% dos prematuros nasceram por intervenção obstétrica, e mais de 90% destes por cesariana eletiva (Leal et al., 2016). Esse dado, porém, descreve a via de parto entre os prematuros e não a associação entre

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

cesariana e prematuridade, de modo que não contradiz o resultado municipal. Como a cesariana pode estar no caminho entre a idade materna e a prematuridade, sua mediação merece investigação formal em estudos com dados individuais

As razões de prevalência para o baixo peso ao nascer estão apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3. Razões de prevalência de baixo peso ao nascer por aumento de 5 pontos percentuais nas proporções e de 0,05 no IDHM. Paraíba, 2018-2024.

Variável	Modelo Principal (DAG) RP (IC95%)	*p*	Modelo Completo (Sensibilidade) RP (IC95%)	Valor de *p*
Mães com 35 anos ou mais	1,051 (0,999-1,106)	0,055	1,050 (0,997-1,106)	0,062
Menos de 8 anos de estudo	1,006 (0,989-1,023)	0,497	1,007 (0,988-1,026)	0,470
IDHM	1,026 (0,997-1,056)	0,080	1,032 (1,001-1,065)	0,039
Até 6 consultas de pré-natal	-	-	0,989 (0,969-1,009)	0,259
Partos cesáreos	-	-	0,995 (0,986-1,005)	0,343

Nota: O modelo principal (DAG) inclui apenas os confundidores pré-exposição. O modelo completo inclui as variáveis de pré-natal e cesariana, tratadas como mediadores potenciais. RP estimada por regressão binomial negativa, por aumento de 5 pontos percentuais nas proporções e de 0,05 unidade no IDHM.

A Tabela 3 mostra estimativas positivas, porém imprecisas, para a proporção de mães com 35 anos ou mais nos dois modelos (principal: RP = 1,051; IC 95%: 0,999-1,106; p = 0,055), sem evidência estatística suficiente de associação ao nível de 5%. O intervalo do modelo principal é compatível tanto com ausência de associação quanto com um aumento de cerca de 10% na razão de prevalência. O IDHM foi a única variável com coeficiente significativo, apenas no modelo completo (RP = 1,032; IC 95%: 1,001-1,065; *p* = 0,039).

Por 1 ponto percentual, a RP foi de 1,010 (IC 95%: 1,000-1,020; p = 0,055, o mesmo do contraste de 5 pontos, pois a mudança de escala não altera o teste); por 1 desvio-padrão, de 1,026 (IC 95%: 0,999-1,052); e por 1 intervalo interquartil, de 1,031 (IC 95%: 0,999-1,063). Os resíduos do modelo principal apresentaram autocorrelação espacial fraca, mas significativa (I de Moran = 0,104; *p* = 0,008), que deixou de ser detectada com o termo espacial (GAM, k = 30; I de Moran = -0,018; *p* = 0,619). Nesse modelo, a estimativa foi RP = 1,023 (IC 95%: 0,970-1,079; *p* = 0,400). No modelo completo, o I de Moran passou de 0,102 (*p* = 0,007) para 0,036 (*p* = 0,174), com RP = 1,034 (IC 95%: 0,981-1,089; *p* = 0,211).

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

Estudos de base individual associam os extremos da idade materna ao baixo peso (Moreira et al., 2018; Shimamura et al., 2021), e o resultado municipal aqui foi mais fraco. Uma possível razão é que o baixo peso decorre de prematuridade, de restrição do crescimento intrauterino ou de ambas (Carvalho; Oliveira, 2023), e o delineamento ecológico não separa esses componentes. Em estudo de prontuários, mulheres acima de 40 anos tiveram probabilidade 1,33 vez maior de restrição de crescimento intrauterino (Martins et al., 2024), mas essa medida é individual e clínica. O deslocamento das gestantes para maternidades de outros municípios, que no Nordeste associou-se à prematuridade espontânea (OR = 1,61) e ao baixo peso (OR = 1,56) (Leal et al., 2020), é atenuado pelo uso do município de residência, mas pode permanecer como fonte de ruído.

O coeficiente positivo do IDHM no modelo completo é isolado e limítrofe, e pode decorrer de confusão residual, composição urbana ou acaso, além da defasagem do índice (2010), devendo ser interpretado com cautela. Em conjunto, os dados não permitem afirmar nem descartar associação entre idade materna e baixo peso. As análises de sensibilidade para os dois desfechos estão sumarizadas na Tabela 4.

Tabela 4. Razão de prevalência (RP) ou razão de chances (OR) da proporção de mães com 35 anos ou mais (por 5 pontos percentuais) segundo análises de sensibilidade. Paraíba, 2018-2024.

Análise	Modelo	Prematuridade RP/OR (IC 95%)	Baixo peso RP/OR (IC 95%)
Binomial negativa (referência)	Principal	1,167 (1,101-1,238)	1,051 (0,999-1,106)
Binomial negativa	Completo	1,161 (1,095-1,231)	1,050 (0,997-1,106)
Poisson com variância robusta (HC0)	Completo	1,157 (1,074-1,246)	1,033 (0,979-1,090)
Quasibinomial (OR)	Completo	1,179 (1,096-1,267)	1,036 (0,981-1,094)
Beta-binomial (OR)	Completo	1,166 (1,095-1,242)	1,053 (0,997-1,113)
SeM IDHM	Principal sem IDHM	1,172 (1,108-1,239) 1,066	(1,016-1,119)
Com Cobertura Potencial da APS	Completo + APS	1,162 (1,097-1,230)	1,050 (0,998-1,105)
Municípios com ≥500 nascidos vivos (n = 143)	Completo	1,213 (1,125-1,308)	1,042 (0,981-1,107)
Municípios com ≥250 nascidos vivos (n = 204)	Principal	1,159 (1,088-1,235)	1,035 (0,982-1,091)
GAM, k = 30	Principal	1,062 (1,009-1,117)	1,023 (0,970-1,079)
GAM, k = 30	Completo	1,061 (1,008-1,116)	1,034 (0,981-1,089)
GAM, k = 60	Principal	1,065 (1,012-1,121)	-
GAM, k = 30	Somente exposição	1,065 (1,016-1,116)	1,037 (0,988-1,088)

Nota: estimativas por regressão binomial negativa, salvo quando indicado. Com prevalências baixas, OR e RP são comparáveis. "–": análise não realizada. As restrições por número de nascidos vivos

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

foram ajustadas em modelos diferentes, conforme indicado, e não são diretamente comparáveis entre si.

A Tabela 4 mostra que, para a prematuridade, a associação foi positiva e significativa em todas as especificações, entre 1,061 e 1,213. Os modelos Poisson robusto, quasibinomial e beta-binomial deram resultados próximos aos da binomial negativa (1,157 a 1,179), e a retirada do IDHM (1,172) e a inclusão da Cobertura Potencial da APS (1,162; coeficiente da própria cobertura: RP = 1,014; p = 0,260) não alteraram a estimativa. A restrição a municípios com 500 nascidos vivos ou mais produziu a maior estimativa (1,213), e a de 250 ou mais, estimativa semelhante à do modelo principal (1,159). Os modelos espaciais deram as menores estimativas, em torno de 1,06, inclusive o que incluiu apenas a exposição (1,065). Portanto, a associação não depende da família de distribuição, do IDHM nem do porte dos municípios, e só se reduz de forma relevante com a estrutura espacial. A robustez às famílias foi avaliada no modelo completo, o que pesa pouco, pois suas estimativas e as do modelo principal foram praticamente idênticas (1,161 e 1,167).

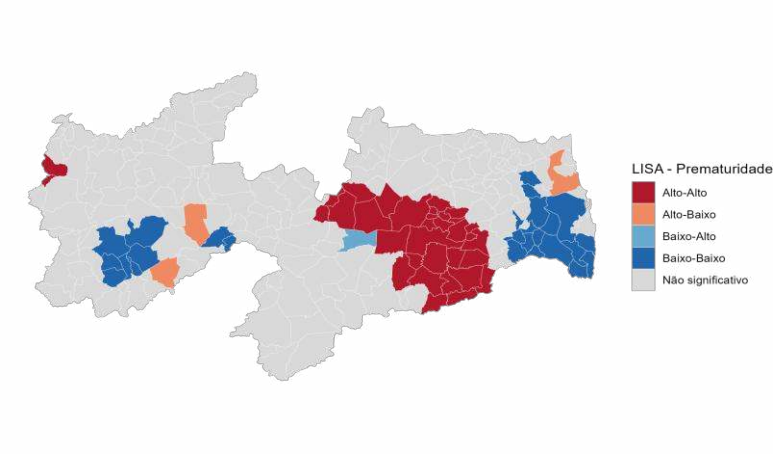
Para o baixo peso, as estimativas variaram de 1,023 a 1,066, e os intervalos incluíram o valor nulo em todas as análises, exceto no modelo sem IDHM (RP = 1,066; IC 95%: 1,016-1,119; *p* = 0,009). Como o IDHM é confundidor pré-exposição no DAG, o modelo principal foi mantido como referência, e o modelo sem IDHM não teve a autocorrelação residual avaliada, de modo que sua significância deve ser interpretada com cautela. O resultado para o baixo peso é, portanto, inconclusivo.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

Figura 2. Agrupamentos espaciais (LISA) da proporção de prematuridade suavizada pelo método bayesiano empírico. Paraíba, 2018-2024.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC/DATASUS), 2018-2024.

A Figura 2 mostra um expressivo aglomerado espacial do tipo Alto-Alto na região central do estado (Agreste e Borborema), acompanhado de um cluster menor no extremo oeste paraibano. Os agrupamentos do tipo Baixo-Baixo distribuem-se predominantemente na faixa litorânea e em trechos do Oeste. A maior parte do território não apresentou significância espacial, e poucos municípios foram classificados como atípicos

O I de Moran global foi de 0,482 ($p < 0,001$) para a prematuridade e de 0,192 ($p < 0,001$) para o baixo peso, confirmando, com teste formal, que ambos os desfechos apresentam dependência espacial, mas que essa dependência é mais forte para a prematuridade do que para o baixo peso.

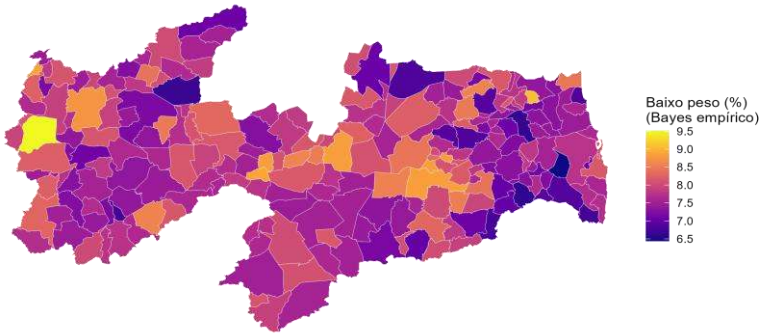
A distribuição do baixo peso, também suavizada pelo método bayesiano empírico, está na Figura 3.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

Figura 3. Proporção de baixo peso ao nascer (%) por município, suavizada pelo método bayesiano empírico. Paraíba, 2018-2024



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC/DATASUS), 2018-2024.

A Figura 3 evidencia padrão espacial mais difuso do que o da prematuridade. Após a correção por FDR, apenas Lagoa Seca permaneceu significativo no LISA (Alto-Alto), o que indica agrupamentos menos extensos e menos estáveis e acompanha a autocorrelação residual fraca.

A presença de agrupamentos de prematuridade reforça o argumento de Rodríguez et al. (2024) de que a dependência espacial é útil para o planejamento em saúde, ainda que aquele estudo tenha tratado de uma região metropolitana e este, de um estado inteiro. Os estudos no Nordeste concentraram-se em capitais e maternidades isoladas (Gonzaga et al., 2016), e a análise municipal acrescenta o mapa dos agrupamentos no Agreste e na Borborema. Este estudo não avaliou se esses agrupamentos coincidem com os municípios de maior proporção de mães com 35 anos ou mais, de modo que o padrão espacial não pode ser atribuído à idade materna, e diferenças no registro da idade gestacional entre municípios (Bonilha et al., 2023) também podem contribuir para o padrão.

Os agrupamentos podem orientar a priorização territorial de ações de atenção materno-infantil, como a investigação da organização do pré-natal e do acesso à maternidade nesses territórios.

Por ser ecológico, o estudo refere-se aos municípios e não permite inferir risco individual. O modelo convencional trata os municípios como independentes e não

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

inclui a região geográfica, cuja estrutura foi tratada pelo termo espacial do GAM. Os modelos usaram proporções brutas, e os mapas e o LISA, proporções suavizadas, o que reduz, mas não elimina, a instabilidade nos 80 municípios com menos de 500 nascimentos. Os dados de 2018 a 2024 foram analisados em conjunto, incluindo a pandemia de covid-19, sem avaliação de variações no período, e o uso do município de residência atenua, mas não elimina, o viés de deslocamento para maternidades de outros municípios. O número de consultas de pré-natal não informa sobre início e qualidade do acompanhamento e está sujeito a causalidade reversa, e o IDHM é de 2010 e se sobrepõe em parte à escolaridade materna. Não foram incluídas a gestação múltipla, a raça/cor, a renda e a paridade. Apesar dessas limitações, o estudo identifica, no nível municipal, associação entre a proporção de mães com 35 anos ou mais e a prematuridade e aponta territórios de maior concentração do desfecho.

5. Conclusão

A proporção municipal de nascidos vivos de mães com 35 anos ou mais e a proporção de mães com menos de 8 anos de estudo associaram-se positivamente à prematuridade nos municípios da Paraíba entre 2018 e 2024. Após o ajuste para a autocorrelação espacial, a associação com a idade materna permaneceu positiva e significativa, mas com magnitude substancialmente menor (RP = 1,062; IC 95%: 1,009-1,117, por 5 pontos percentuais, contra 1,167 no modelo convencional), indicando que grande parte da associação inicial é compartilhada com a estrutura geográfica dos dados.

No modelo completo (sensibilidade), a proporção de mães com até 6 consultas de pré-natal apresentou associação inversa de pequena magnitude, compatível com causalidade reversa (gestações mais curtas têm menos tempo para consultas). A cesárea e o IDHM não se associaram à prematuridade. Para o baixo peso ao nascer, a estimativa da associação com a proporção de mães com 35 anos ou mais foi positiva e imprecisa, e sua significância dependeu da especificação (sem significância no modelo principal e no modelo espacial, e com significância no modelo sem IDHM), de modo que não há evidência estatística suficiente para

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

afirmar ou descartar a associação.

A análise espacial identificou agrupamentos de prematuridade, sobretudo no Agreste e na Borborema, que devem ser interpretados como sinal exploratório para o planejamento territorial. Por se tratar de estudo ecológico, os achados indicam territórios e fatores a investigar, e não o risco individual. Reforça-se que esses resultados não fundamentam, por si, estratégias de triagem ou condutas dirigidas a gestantes individuais com base na idade.

Novos estudos com dados individuais, modelos multinível e abordagens espaço-temporais são necessários para confirmar e aprofundar essas associações, especialmente para compreender o papel da qualidade do pré-natal e da organização da rede de atenção no território.

Referências

Alberton, Marcos, et al. “Prevalence and Temporal Trend of Prematurity in Brazil Before and During the COVID-19 Pandemic: A Historical Time Series Analysis, 2011-2021”. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, vol. 32, no. 2, jan. 2023, p. e2022603. https://doi.org/10.1590/s2237-96222023000200005.

Andrade, Luciano de,et al. “Impact of Socioeconomic Factors and Health Determinants on Preterm Birth in Brazil: A Register-based Study”. *BMC Pregnancy And Childbirth*, vol. 22, no. 1, nov. 2022, p. 872. https://doi.org/10.1186/s12884-022-05201-0.

Anselin, Luc. “Local Indicators of Spatial Association—LISA”. *Geographical Analysis*, vol. 27, no. 2, abr. 1995, p. 93–115. https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x.

Bonilha, Eliana de Aquino, et al. “Gestational Age: Comparing Estimation Methods and Live Births’ Profile”. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, vol. 26, jan. 2023. https://doi.org/10.1590/1980-549720230016.2.

Brasil. Ministério da Saúde. *Boletim Epidemiológico*, vol. 55, no. 13. Ministério da Saúde, 2024a.

Brasil. Ministério da Saúde. “Portaria GM/MS nº 5.350, de 12 de setembro de 2024”. Diário Oficial da União, seção 1, no. 178, 13 set. 2024, p. 90. https://www.in.gov.br/web/dou/-/portaria-gm/ms-n-5.350-de-12-de-setembro-de-2024-584287025.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

Brasil. Ministério da Saúde. Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). Nascidos Vivos: Paraíba, 2018-2024. DATASUS, 2026, https://datasus.saude.gov.br/nascidos-vivos-desde-1994. Acessado 3 out. 2026.

Carvalho, Rillary Maria de Sousa, e Maria Auxiliadora Silva Oliveira. “Baixo Peso Ao Nascer Associado a Fatores De Risco Maternos E Neonatais”. *Revista Sustinere*, vol. 11, no. 1, jul. 2023. https://doi.org/10.12957/sustinere.2023.59453.

Gonzaga, Isabel Clarisse Albuquerque, et al. “Atenção Pré-natal E Fatores De Risco Associados À Prematuridade E Baixo Peso Ao Nascer Em Capital Do Nordeste Brasileiro”. *Ciência & Saúde Coletiva*, vol. 21, no. 6, jun. 2016, p. 1965–74. https://doi.org/10.1590/1413-81232015216.06162015.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Estatísticas do Registro Civil 2024*. IBGE, 2025.

Kalil, Graziella Karoline Miguel de Oliveira Godinho, et al. “Impacto Da Idade Materna Avançada Na Gravidez E No Parto”. *Brazilian Journal Of Implantology And Health Sciences*, vol. 6, no. 9, set. 2024, p. 3172–87. https://doi.org/10.36557/2674-8169.2024v6n9p3172-3187.

Leal, Maria do Carmo, Ana Paula Esteves-Pereira, Elaine Fernandes Viellas, et al. “Prenatal Care in the Brazilian Public Health Services”. *Revista de Saúde Pública*, vol. 54, jan. 2020, p. 8. https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2020054001458.

Leal, Maria do Carmo, Ana Paula Esteves-Pereira, Marcos Nakamura-Pereira, et al. “Prevalence and Risk Factors Related to Preterm Birth in Brazil”. *Reproductive Health*, vol. 13, no. S3, out. 2016, p. 127. https://doi.org/10.1186/s12978-016-0230-0.

Martinelli, Katrini Guidolini, et al. “Prematuridade No Brasil Entre 2012 E 2019: Dados Do Sistema De Informações Sobre Nascidos Vivos”. *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 38, out. 2021, p. 1–15. https://doi.org/10.20947/s0102-3098a0173.

Martins, Ivani Pose, et al. “Idade Materna Avançada Em Gestações E Riscos Obstétricos E Perinatais”. *LUMEN ET VIRTUS*, vol. 15, no. 43, dez. 2024, p. 8422–38. https://doi.org/10.56238/levv15n43-062.

McHale, Philip, et al. “Mediators of Socioeconomic Inequalities in Preterm Birth: A Systematic Review”. *BMC Public Health*, vol. 22, no. 1, jun. 2022, p. 1134. https://doi.org/10.1186/s12889-022-13438-9.

Moreira, Andreia Ielpo Magalhães, et al. “Low Birth Weight and Its Associated

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

Factors". *Einstein (São Paulo)*, vol. 16, no. 4, jan. 2018, p. eAO4251. https://doi.org/10.31744/einstein_journal/2018ao4251.

Morgenstern, Hal. "Uses of Ecologic Analysis in Epidemiologic Research". *American Journal of Public Health*, vol. 72, no. 12, 1982, p. 1336–44. https://doi.org/10.2105/ajph.72.12.1336.

Ohuma, Eric O., et al. "National, Regional, and Global Estimates of Preterm Birth in 2020, With Trends From 2010: A Systematic Analysis". *The Lancet*, vol. 402, no. 10409, out. 2023, p. 1261–71. https://doi.org/10.1016/s0140-6736(23)00878-4.

Oliveira, Sara Ramos, et al. "Gravidez Tardia No Último Filho E O Seu Impacto Em Trajetórias Desenvolvimentais". *Portuguese National Funding Agency For Science, Research And Technology*, vol. 72, no. 2, ago. 2020, p. 75–87. https://doi.org/10.36482/1809-5267.arbp2020v72i1p.75-87.

Rocha, Marcone Marques da, et al. "Tendência Temporal E Fatores Associados Ao Nascimento De Crianças Pré-termo Vivas No Espírito Santo, 2012-2022". *Revista Brasileira de Epidemiologia*, vol. 29, jan. 2026. https://doi.org/10.1590/1980-549720260008.2.

Rodríguez, Elias Carlos Aguirre, et al. "Spatial Patterns of Prematurity and Its Determinants in the Metropolitan Region of São Paulo, Brazil, 2010-2019". *Revista Brasileira de Epidemiologia*, vol. 27, jan. 2024, p. e240008. https://doi.org/10.1590/1980-549720240008.

Rydahl, Eva, et al. "Cesarean Section on a Rise—Does Advanced Maternal Age Explain the Increase? A Population Register-based Study". *PLoS ONE*, vol. 14, no. 1, jan. 2019, p. e0210655. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0210655.

Shimamura, Lia Keiko Sousa, et al. "Late Pregnancy: Impact on Prematurity and Newborn's Weight". *Revista da Associação Médica Brasileira*, vol. 67, no. 11, nov. 2021, p. 1550–57. https://doi.org/10.1590/1806-9282.20210454.

Szwarcwald, Célia Landmann, et al. "Evaluation of Data from the Brazilian Information System on Live Births (SINASC)". *Cadernos de Saúde Pública*, vol. 35, no. 10, 2019, p. e00214918. https://doi.org/10.1590/0102-311X00214918.

Tibes-Cherman, Chris Mayara, et al. "Perfil Clínico Da Gestação Tardia Em Um Município Brasileiro De Fronteira". *Enfermagem em Foco*, vol. 12, no. 2, ago. 2021. https://doi.org/10.21675/2357-707x.2021.v12.n2.3571.

Wood, Simon N. *Generalized Additive Models: An Introduction with R*. 2. ed., Chapman and Hall/CRC, 2017. https://doi.org/10.1201/9781315370279.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 15/09/2026 - **Accepted:** 20/10/2026
Vol: 13.22
DOI: 10.66104/7fkt1274
Pages: 1-23

World Health Organization. “*Preterm Birth*”. WHO, 10 maio 2023, www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/preterm-birth.

CC BY