Educação sexual formal associada ao planejamento gestacional em maternidades pública e privada: estudo transversal com o LMUP

Kelulin Good Rogeski [1]
https://orcid.org/0009-0007-1854-9332

Felipe Lopes Grillo [2]
https://orcid.org/0009-0004-1960-1831

Amanda Lacerda Santos [3]
https://orcid.org/0009-0003-9039-863X

Beatriz Moreira Terra Silva [4]
https://orcid.org/0009-0007-6769-5379

Beatriz Pereira Lopes [5]
https://orcid.org/0000-0003-0435-1169

Catarina Mayer Soares Ogasavara Beggiato [6]
https://orcid.org/0009-0002-1303-8959

Sophia Silva Mandalis [7]
https://orcid.org/0009-0003-3890-6131

Luiza Sviesk Sprung [8]
https://orcid.org/0000-0002-5481-7353

[1,3,4,8] Pontifícia Universidade Católica do Paraná (PUC-PR). Curitiba, PR, Brazil.
[2,5,6,7] Departamento de Ginecologia e Obstetrícia. Hospital Nossa Senhora das Graças. Rua Professora Rosa Saporski, 229. Mercês. Curitiba, PR, Brazil. CEP: 80.810-120. E-mail: flgrillo@pm.me

Resumo

Objetivos: analisar a associação entre educação sexual formal e planejamento gestacional em gestantes de maternidades pública e privada de Curitiba-PR.

Métodos: estudo transversal com 391 gestantes (260 SUS, 131 saúde suplementar), utilizando o LMUP (corte 9/10). Estimaram-se razões de prevalência (RP) por regressão de Poisson com variância robusta, em modelo hierarquizado sem apoio do parceiro (análise principal), com múltiplas sensibilidades incluindo modelo com renda, parcimonioso, LMUP recalculado sem item 5, análise estratificada e E-value.

Resultados: a prevalência de gestação não planejada (escore <10) foi 52,2%. A ausência de educação sexual formal apresentou associação modesta com gestação não planejada, com direção estável em oito especificações (RP 1,07–1,42; significativa em duas). A E-value do ponto estimado foi 1,61, indicando que confundidor residual não medido precisaria ter associação simultânea ≥1,61 com exposição e desfecho, em escala de risco, para reverter o achado; a interpretação da robustez deve ser feita com cautela porque o intervalo de confiança da estimativa principal inclui a nulidade. O recálculo do LMUP sem item 5, com exclusão concomitante do apoio do parceiro como covariável, sugeriu que a circularidade entre essas dimensões não distorceu substancialmente o achado central (RP=1,22; p=0,059). Conhecimento contraceptivo e uso prévio de contraceptivo não se associaram ao desfecho em nenhuma especificação.

Conclusões: os achados são compatíveis com a hipótese de que a educação sexual formal contribui com dimensões não capturadas pelo conhecimento isolado de métodos. A não associação entre conhecimento contraceptivo e planejamento gestacional foi o achado mais robusto. A hipótese requer confirmação em estudos longitudinais com mensuração mais granular da exposição.

Palavras-chave *Gravidez não planejada, Educação sexual, Planejamento familiar, Saúde da mulher, Sistema Único de Saúde*

Este é um artigo publicado em acesso aberto (*Open Access*) sob a licença *Creative Commons Attribution*, que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições, desde que o trabalho original seja corretamente citado.

http://dx.doi.org/10.1590/1806-9304202600000188

Introdução

Estima-se que 48% das gestações no mundo sejam não planejadas.[1] No Brasil, estudos apontam prevalências de 55% a 67%.[2,3] A gestação não planejada associa-se a desfechos maternos e perinatais adversos, incluindo atraso no pré-natal e piores indicadores de saúde mental materna.[4]

O *London Measure of Unplanned Pregnancy* (LMUP) permite classificar gestações em espectro contínuo de 0 a 12 pontos.[5] A versão brasileira, validada por Borges *et al*.,[6] demonstrou consistência interna adequada (alfa de Cronbach 0,81). Estudos brasileiros com o LMUP identificaram como fatores associados à gestação não planejada a raça/cor negra ou parda, menor escolaridade, ausência de parceiro estável e maior paridade.[2,7,8] Gallardo-Alvarado *et al*.,[9] em 534 gestantes de São Paulo, encontraram associação com raça (OR=1,68), escolaridade (OR=1,61) e estado civil (OR=5,23). Contudo, esses estudos investigaram escolaridade — medida em anos de estudo — sem distinguir o papel específico da educação sexual recebida ao longo da vida.

A Base Nacional Comum Curricular[10] e o Programa Saúde na Escola[11] preconizam a abordagem da sexualidade nas escolas brasileiras. No entanto, a implementação permanece heterogênea e há escassez de evidências sobre a associação entre educação sexual formal e planejamento gestacional mensurado por instrumentos validados. A evidência internacional é ambígua: uma revisão Cochrane[12] concluiu que a evidência disponível era insuficiente para estabelecer efeito de intervenções educacionais sobre gestação não intencional, e o ensaio JACK[13] não demonstrou diferença significativa no desfecho primário. Estes estudos, porém, avaliaram intervenções pontuais com seguimento curto, distinto da exposição acumulada investigada neste estudo.

O objetivo deste estudo foi analisar a associação entre fontes de educação sexual e planejamento da gestação em gestantes de maternidades pública e privada de Curitiba, Paraná, utilizando o LMUP.

Métodos

Estudo transversal analítico realizado em duas maternidades de Curitiba-PR: Maternidade Mater Dei (SUS) e Hospital Nossa Senhora das Graças (saúde suplementar). A coleta ocorreu entre março e maio de 2025 por questionário autoaplicado via *Google Forms*, cujo *link* foi disponibilizado no celular das gestantes durante a espera para consultas de pré-natal. Foram incluídas gestantes com ≥27 semanas em acompanhamento pré-natal que aceitaram participar mediante TCLE. A janela gestacional de 27 semanas foi definida por critério prático (maior frequência de consultas no terceiro trimestre, maximizando oportunidades de recrutamento). Para menores de 18 anos, exigiu-se consentimento do responsável. De 394 formulários, 391 foram elegíveis (374 maiores e 17 menores de 18 anos, estas últimas com idades entre 14 e 17 anos, todas do SUS). Não foi possível calcular taxa de recusa por tratar-se de formulário de acesso livre. Este estudo segue as diretrizes STROBE.[14]

Utilizou-se a versão brasileira do LMUP,[6] com escore de 0 a 12. O desfecho principal foi dicotomizado pelo ponto de corte 9/10 (≤9 = não planejada; ≥10 = planejada). A dicotomização foi adotada por três razões: (a) comparabilidade direta com Gallardo-Alvarado *et al*.,[9] referência metodológica mais recente que empregou cutoff equivalente em população latino-americana; (b) maior potência estatística para modelos multivariados em comparação com a categorização tripartite preservada por Borges *et al*.,[6] particularmente relevante dado o tamanho amostral (n=391) e o número de covariáveis no modelo final; (c) interpretabilidade clínica direta da exposição-desfecho como variável binária facilmente comunicável para *policy translation* e prática clínica. Reconhecemos que a categorização tripartite preserva informação dimensional sobre ambivalência, e por isso apresentamos em material suplementar a análise multinomial complementar (Tabela Suplementar 1). A pergunta sobre educação sexual foi formulada como: "De que maneira você aprendeu sobre sexo, sexualidade e métodos contraceptivos?", com opções múltiplas de resposta: escola, mãe, pai, outros membros da família, amigos, internet, médicos ou profissionais de saúde, sozinha. A variável educação sexual formal foi definida como relato de ao menos uma fonte formal (escola e/ou médicos ou profissionais de saúde). Também foi analisada como variável de dose com quatro níveis: nenhuma fonte formal (n=137), apenas escola (n=154), apenas profissional de saúde (n=31) e ambas (n=69).

As variáveis independentes foram organizadas em três blocos conforme Victora *et al*.[15]: (a) distal — tipo de maternidade, idade (<18, 18-25, 26-33 [referência], ≥34 anos), cor/raça (autodeclarada: branca [referência], parda, negra, amarela), religião, situação conjugal, moradores no domicílio, escolaridade (superior completo [referência], superior incompleto, médio completo, fundamental/médio incompleto) e ocupação; (b) intermediário — educação sexual formal, educação sexual informal (amigos e/ou internet) e conhecimento de métodos contraceptivos (escore de 0 a 15 métodos conhecidos entre camisinha masculina/feminina, diafragma, pílula, pílula do dia seguinte, implante, anel vaginal, injeção, adesivo, DIU de cobre, DIU hormonal, tabelinha, coito interrompido, laqueadura e vasectomia, categorizado em tercis: baixo ≤5, médio 6-11, alto >11); (c) proximal — uso prévio de contraceptivo, número de filhos e apoio do pai do bebê.

Dada a prevalência elevada do desfecho (52,2%), as razões de prevalência (RP) foram estimadas por regressão de Poisson com variância robusta de Huber-White, conforme recomendado para estudos transversais com desfecho frequente.[16,17] A análise confirmatória principal utilizou modelo hierarquizado em três blocos sem apoio do parceiro — esta variável foi excluída da análise principal por sobreposição conceitual com o item 5 do LMUP (concordância do parceiro), configurando potencial endogeneidade. Os blocos foram inseridos progressivamente (Modelo 1: distal; Modelo 2: distal + intermediário; Modelo 3: distal + intermediário + proximal sem apoio), com comparação dos coeficientes entre modelos por teste de razão de verossimilhança.

As seguintes análises exploratórias e de sensibilidade foram realizadas: (a) modelo com apoio do parceiro (análise secundária); (b) modelo parcimonioso com cinco variáveis selecionadas a priori por plausibilidade teórica; (c) modelo com renda substituindo tipo de maternidade; (d) LMUP recalculado sem item 5 (escore 0-10, corte 7/8), testando diretamente a potencial endogeneidade; (e) análise estratificada por tipo de maternidade e por faixa etária; (f) E-value para avaliação da robustez a confusão residual.[18] A renda familiar foi excluída do modelo principal por colinearidade com tipo de maternidade (V de Cramér=0,60). Embora as análises não tenham sido pré-registradas, o modelo principal foi especificado antes do exame dos resultados, com base no framework conceitual descrito. As demais análises são exploratórias.

Cor/raça não atingiu o critério de elegibilidade na análise bivariada (p=0,20) e não foi incluída nos modelos multivariados. Os 16 dados ausentes em número de filhos (4,1%), decorrentes de categorias não previstas no instrumento (4 ou mais filhos), foram tratados por análise de casos completos, presumindo mecanismo MCAR. As análises foram realizadas no R versão 4.5.3, pacotes *sandwich* e *lmtest*. Detalhamento da codificação das variáveis, matriz de colinearidade, diagnósticos do modelo e análise multinomial exploratória estão disponíveis em material suplementar (Tabelas Suplementar 1 e 2, Figura Suplementar 1). O tamanho amostral foi calculado a priori para estimação de proporções, considerando nível de confiança de 95%, margem de erro de 5% e proporção estimada de 50%, resultando em amostra mínima de 385 gestantes. Foram incluídas 391 participantes, superando o mínimo calculado.

Em conformidade com os aspectos éticos, o projeto foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da PUC-PR (Nº parecer: 7.235.779; CAAE: 84172124.7.0000.0020). Todas as participantes assinaram TCLE.

Resultados

Participaram 391 gestantes (260 SUS, 131 saúde suplementar). A idade predominante foi 26-33 anos (37,3%), com 17 menores de 18 anos (4,3%), todas do SUS. A maioria declarou-se branca (61,9%) e estava casada ou em união estável (72,6%). O escore médio do LMUP foi 8,9 (DP=2,6), com distribuição não normal (Shapiro-Wilk p<0,001). Pela dicotomização em 9/10, 187 gestações foram planejadas (47,8%) e 204 não planejadas (52,2%) (Tabela 1). A proporção de não planejadas foi de 68,8% no SUS e 19,1% na saúde suplementar (p<0,001). Cor/raça não se associou ao desfecho na análise bivariada (p=0,20): brancas 48,8% NP, pardas 60,7%, negras 48,1%, amarelas 50,0%.

Tabela 1

Características sociodemográficas, reprodutivas e educacionais das gestantes segundo tipo de maternidade. Curitiba-PR, 2025 (n=391).

Variável	Total (N=391)		SUS (n=260)		Saúde Suplementar (n=131)		*p**
	n	%	n	%	n	%	
Faixa etária (anos)							<0,001[a]
< 18	17	4,3	17	6,5	0	0,0	
18 a 25	133	34,0	118	45,4	15	11,5	
26 a 33	146	37,3	86	33,1	60	45,8	
≥ 34	95	24,3	39	15,0	56	42,7	
Cor/raça autodeclarada							<0,001[a]
Branca	242	61,9	143	55,0	99	75,6	
Parda	112	28,6	88	33,8	24	18,3	
Negra	27	6,9	23	8,8	4	3,1	
Amarela	10	2,6	6	2,3	4	3,1	

Características sociodemográficas, reprodutivas e educacionais das gestantes segundo tipo de maternidade. Curitiba-PR, 2025 (n=391).

Variável	Total (N=391)		SUS (n=260)		Saúde Suplementar (n=131)		*p**
	n	%	n	%	n	%	
Religião							<0,001[a]
Católica	156	39,9	79	30,4	77	58,8	
Evangélica	158	40,4	129	49,6	29	22,1	
Outra	50	12,8	32	12,3	18	13,7	
Ateia/agnóstica	27	6,9	20	7,7	7	5,3	
Situação conjugal							<0,001[a]
Casada/união estável	284	72,6	162	62,3	122	93,1	
Solteira com parceiro fixo	84	21,5	77	29,6	7	5,3	
Solteira sem parceiro fixo	23	5,9	21	8,1	2	1,5	
Moradores no domicílio							<0,001[b]
1 (sozinha)	4	1,0	4	1,5	0	0,0	
2	153	39,1	80	30,8	73	55,7	
3	112	28,6	67	25,8	45	34,4	
≥ 4	122	31,2	109	41,9	13	9,9	
Escolaridade							<0,001[a]
Superior completo	116	29,7	33	12,7	83	63,4	
Superior incompleto	32	8,2	16	6,2	16	12,2	
Médio completo	133	34,0	105	40,4	28	21,4	
Fundamental/médio incompleto	110	28,1	106	40,8	4	3,1	
Ocupação							<0,001[a]
Emprego formal	188	48,1	111	42,7	77	58,8	
Informal/autônoma	72	18,4	40	15,4	32	24,4	
Estudante/estagiária	22	5,6	16	6,2	6	4,6	
Dona de casa/desempregada	109	27,9	93	35,8	16	12,2	
Educação sexual formal †							<0,001[a]
Sim	254	65,0	151	58,1	103	78,6	
Não	137	35,0	109	41,9	28	21,4	
Educação sexual informal ‡							0,012[a]
Não	230	58,8	165	63,5	65	49,6	
Sim	161	41,2	95	36,5	66	50,4	
Conhecimento contraceptivo §							<0,001[a]
Alto (3º tercil, > 11 métodos)	125	32,0	53	20,4	72	55,0	
Médio (2º tercil, 6-11)	125	32,0	82	31,5	43	32,8	
Baixo (1º tercil, ≤ 5)	141	36,1	125	48,1	16	12,2	
Uso prévio de contraceptivo							0,003[a]
Sim	304	77,7	190	73,1	114	87,0	
Não	87	22,3	70	26,9	17	13,0	
Número de filhos							0,020[a]
Nenhum	153	40,8)	90	36,7	63	48,5	
1	136	36,3	89	36,3	47	36,2	
≥ 2	86	22,9	66	26,9	20	15,4	

Características sociodemográficas, reprodutivas e educacionais das gestantes segundo tipo de maternidade. Curitiba-PR, 2025 (n=391).

Variável	Total (N=391)		SUS (n=260)		Saúde Suplementar (n=131)		*p**
	n	%	n	%	n	%	
Apoio do pai do bebê							<0,001[a]
Total	342	87,5	215	82,7	127	96,9	
Parcial ou ausente	49	12,5	45	17,3	4	3,1	
Classificação LMUP (tripartite)							<0,001[a]
Planejada (10-12)	187	47,8	81	31,2	106	80,9	
Ambivalente (4-9)	202	51,7	178	68,5	24	18,3	
Não planejada (0-3)	2	0,5	1	0,4	1	0,8	
Classificação LMUP (dicotômica) ‖							<0,001[a]
Planejada (≥10)	187	47,8	81	31,2	106	80,9	
Não planejada (≤9)	204	52,2	179	68,8	25	19,1	
Escore LMUP, média ± DP (mediana)	8,9 ± 2,6 (9)		8,0 ± 2,4 (8)		10,5 ± 2,1 (11)		<0,001[c]

Valores expressos em n (%), exceto escore LMUP (média ± DP, mediana). [a]Teste qui-quadrado de Pearson; [b] Teste exato de Fisher; [c] Teste de Wilcoxon. † Aprendeu sobre sexualidade na escola e/ou com médicos ou profissionais de saúde. ‡ Aprendeu sobre sexualidade com amigos e/ou internet. § Escore de 0 a 15 métodos contraceptivos conhecidos, categorizado em tercis. ‖ Ponto de corte 9/10, conforme Borges et al.6 e Gallardo-Alvarado et al.9 Critério operacional de classificação de idade: fonte do arquivo de coleta (TCLE adulto vs. assentimento + autorização do responsável). SUS = Sistema Único de Saúde; LMUP = London Measure of Unplanned Pregnancy; DP = desvio padrão; UE = união estável. Número de filhos: n=375 para esta variável; 16 dados ausentes (4,1%) por categorias não previstas no instrumento ("4 ou mais filhos").

Modelos sequenciais hierarquizados:

O Modelo 1 (bloco distal) apresentou pseudo R^2=0,106. A adição do bloco intermediário (Modelo 2) não acrescentou melhora significativa ao ajuste (LR χ^2=1,18; gl=4; *p*=0,881; pseudo R^2=0,108). A adição do bloco proximal sem apoio do parceiro (Modelo 3, análise principal) também não melhorou significativamente o ajuste (LR χ^2=2,49; gl=3; *p*=0,478; pseudo R^2=0,112); o Modelo 3 foi mantido como modelo hierárquico completo especificado a priori conforme o framework de Victora et al.[15] A RP da educação sexual formal permaneceu estável entre os Modelos 2 e 3 (1,15 → 1,17; variação de 1,8%), assim como a do SUS (2,49 → 2,49), indicando que a inclusão do bloco proximal não distorce a estimativa da exposição central.

No Modelo 3 (Tabela 2, Figura 1), os fatores associados à gestação não planejada foram: atendimento no SUS (RP=2,49; IC95%=1,64–3,77; *p*<0,001), idade 18-25 anos (RP=1,29; IC95%=1,02–1,63; *p*=0,033), solteira sem parceiro (RP=1,35; IC95%=1,07–1,70; *p*=0,011), residir com ≥4 pessoas (RP=1,38; IC95%=1,08–1,77; *p*=0,010), superior incompleto (RP=1,87; IC95% 1,17–2,99; p=0,009) e ≥2 filhos (RP=1,40; IC95%=1,08–1,81; *p*=0,011). A ausência de educação sexual formal apresentou RP=1,17 (IC95%=0,96–1,42; *p*=0,111). Conhecimento contraceptivo (tercis) e uso prévio de contraceptivo não foram significativos (*p*>0,49 para todos). A AUC do modelo foi 0,829 (IC95%=0,788–0,871).

A Tabela 3 apresenta a RP da educação sexual formal em oito especificações. A direção foi consistentemente protetora em todas (RP>1,0 para ausência de educação formal), significativa em duas (parcimonioso + renda: *p*=0,037; subgrupo ≥26 anos: *p*=0,027) e borderline em três (*p*=0,058–0,070). A E-value do ponto estimado foi 1,61, indicando que um confundidor não medido precisaria ter associação simultânea ≥1,61 com exposição e desfecho, em escala de risco, para reverter o achado.[18]A interpretação da robustez deve ser feita com cautela porque o intervalo de confiança da estimativa principal (RP=1,17; IC95%=0,96–1,42) inclui a unidade, e, portanto, a E-value de IC corresponde formalmente a 1,00.

Avaliação do potencial circularidade apoio do parceiro × item 5 do LMUP

O LMUP recalculado sem item 5 (concordância do parceiro) apresentou correlação de 0,978 com o escore original. No modelo sem apoio do parceiro como covariável e sem item 5 no desfecho, a RP da educação sexual formal foi 1,22 (IC95%=0,99–1,51; *p*=0,059) — variação de 4,6% em relação ao modelo com LMUP original. Este resultado sugere estabilidade da estimativa frente à potencial circularidade entre o apoio do parceiro e o item 5 do LMUP, embora o teste de estabilidade não estabeleça formalmente ausência de endogeneidade. A proporção de gestações não planejadas diminuiu conforme o nível de exposição à educação sexual formal: 63,5% (nenhuma fonte), 50,6% (escola), 45,2% (profissional de saúde) e 36,2% (ambas). Porém, após ajuste por covariáveis no modelo de Poisson, o teste de tendência não alcançou significância (RP por incremento=0,94; p=0,237), sugerindo que parte substancial do gradiente bruto pode ser atribuída a confusão pelas covariáveis (Figura 2).

Tabela 2

Regressão de Poisson com variância robusta: fatores associados à gestação não planejada (LMUP ≤9 *vs* ≥10). Modelo principal sem apoio do parceiro. Curitiba-PR, 2025 (n=375).

Variável	RP adj	IC95%	*p*
Bloco distal			
SUS (ref: não SUS)	2,49	1,64–3,77	<0,001
18-25 anos (ref: 26-33)	1,29	1,02–1,63	0,033
<18 anos	1,06	0,61–1,83	0,831
≥34 anos	0,93	0,65–1,32	0,683
Evangélica (ref: católica)	1,03	0,82–1,28	0,822
Outra religião	1,17	0,89–1,54	0,272
Ateia/agnóstica	1,28	0,96–1,70	0,096
Solteira c/ parceiro (ref: casada/UE)	1,17	0,93–1,47	0,192
Solteira s/ parceiro	1,35	1,07–1,70	0,011
≥4 moradores (ref: 2)	1,38	1,08–1,77	0,010
3 moradores	1,17	0,89–1,54	0,274
Superior incompleto (ref: sup. completo)	1,87	1,17–2,99	0,009
Médio completo	1,48	0,99–2,20	0,055
Fund./médio incompleto	1,29	0,84–1,98	0,248
Informal/autônoma (ref: formal)	1,00	0,75–1,33	0,987
Estudante	1,42	0,86–2,35	0,174
Dona de casa/desempregada	1,01	0,81–1,27	0,895
Bloco intermediário			
Sem educ. sexual formal (ref: com)	1,17	0,96–1,42	0,111
Educ. sexual informal (ref: sem)	1,15	0,93–1,43	0,187
Conhec. contracep. médio (ref: alto)	0,93	0,72–1,20	0,574
Conhec. contracep. baixo	0,91	0,69–1,20	0,494
Bloco proximal (sem apoio do parceiro)			
Não usava contracep. (ref: usava)	0,96	0,76–1,20	0,705
1 filho (ref: 0)	1,25	0,98–1,59	0,070
≥2 filhos	1,40	1,08–1,81	0,011

RP = razão de prevalência ajustada por variância robusta de Huber-White. Pseudo R^2=0,112; AUC=0,829 (IC95%=0,788–0,871). n=375 após exclusão de 16 casos com dados ausentes em número de filhos. Apoio do parceiro excluído da análise principal por sobreposição conceitual com item 5 do LMUP. GVIF <1,3 para todas as variáveis. Nenhuma observação influente (Cook's D > 4/n).

Tabela 3

Associação entre ausência de educação sexual formal e gestação não planejada: consistência entre especificações.

Modelo	RP	IC95%	*p*	E-value
Principal (s/ apoio parceiro)	1,17	0,96–1,42	0,111	1,61
Parcimonioso + renda	1,21	1,01–1,45	0,037	1,72
Com renda completo (s/ SUS)	1,21	0,99–1,47	0,058	—
Com apoio parceiro (secundário)	1,20	0,99–1,46	0,070	—
Parcimonioso (s/ apoio)	1,16	0,97–1,38	0,100	—
LMUP sem item 5†	1,22	0,99–1,51	0,059	—
Subgrupo ≥26 anos‡	1,42	1,04–1,93	0,027	—
Subgrupo SUS	1,07	0,89–1,28	0,483	—

†LMUP recalculado sem item 5 (concordância do parceiro); escore 0-10, corte ≤7; ‡Análise exploratória estratificada. E-value conforme VanderWeele & Ding (2017); RP = razão de prevalência (Poisson com variância robusta).

Figura 1

Razões de prevalência ajustadas e intervalos de confiança de 95% dos fatores associados à gestação não planejada (LMUP ≤9) *versus* planejada (≥10), segundo modelo de regressão de Poisson com variância robusta. Curitiba-PR, 2025 (n=375).

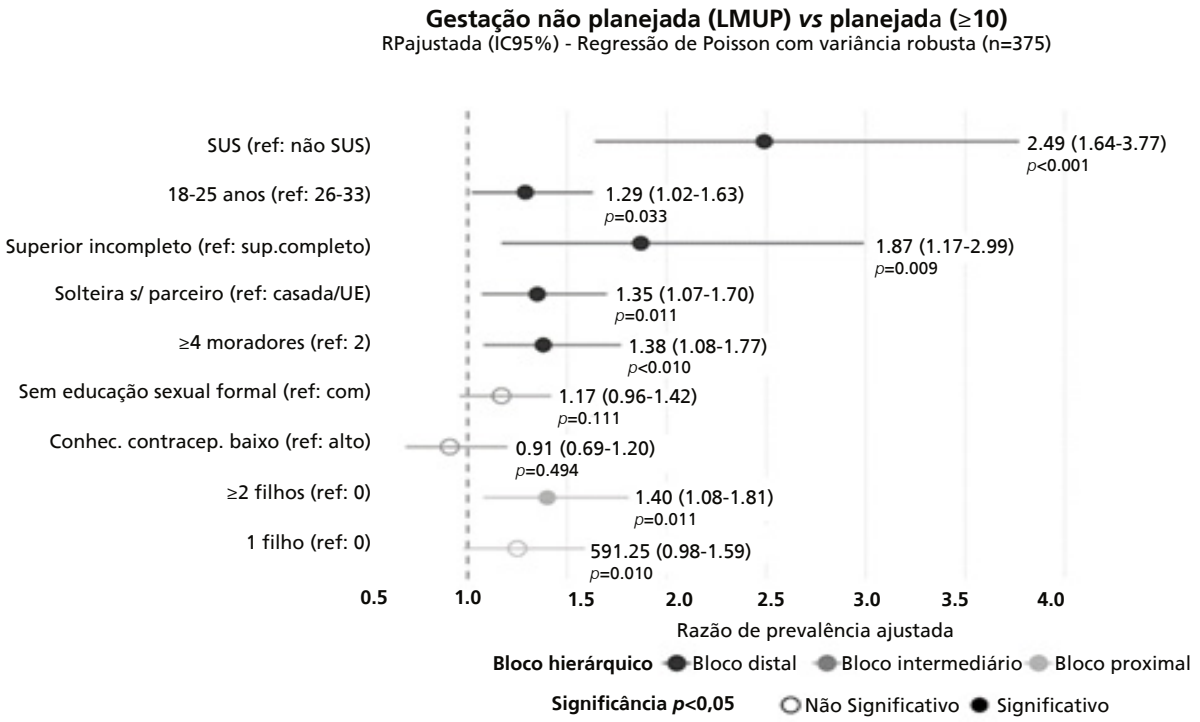
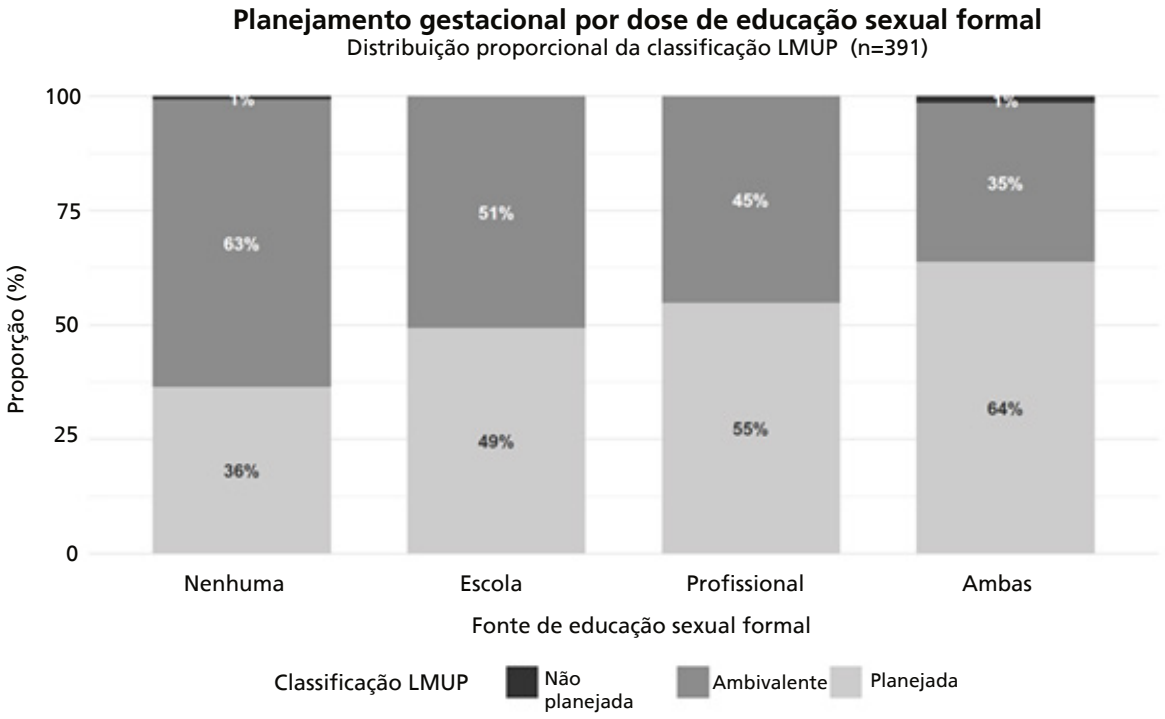


Figura 2

Distribuição da classificação do planejamento gestacional (LMUP) segundo o nível de exposição à educação sexual formal (n=391). Curitiba-PR, 2025.



No subgrupo ≥26 anos (n=241), a educação sexual formal apresentou RP=1,42 (IC95%=1,04–1,93; *p*=0,027), enquanto no subgrupo ≤25 anos (n=150), RP=0,99 (*p*=0,89). O teste de interação não foi significativo (LR *p*=0,181), mas a diferença exploratória sugere possível efeito cumulativo de longo prazo. No subgrupo SUS (n=260), a RP foi 1,07 (*p*=0,48), indicando que a associação na amostra total emerge do contraste entre populações SUS e não-SUS. A exclusão das 17 menores de 18 anos não alterou a estimativa principal (RP=1,20; IC95%=0,98-1,47; *p*=0,076).

Discussão

Este estudo investigou a associação entre educação sexual formal e planejamento gestacional utilizando razões de prevalência estimadas por Poisson com variância robusta — medida adequada para a prevalência de 52,2% observada.[16,17] A ausência de educação sexual formal apresentou associação modesta (RP 1,17) com direção estável em oito especificações de modelo, significativa em duas e borderline em três. A E-value de ponto estimado (1,61) quantifica a magnitude de confundimento residual necessária para reverter a razão de prevalências pontual.[18] Entretanto, como o intervalo de confiança da estimativa principal cruza a unidade (IC95%=0,96–1,42), a E-value não estabelece ausência de confundimento, mas apenas quantifica a magnitude que tal confundimento precisaria assumir. O teste com LMUP recalculado sem item 5 sugere estabilidade da estimativa frente à potencial circularidade entre apoio do parceiro e item 5 do escore — embora reconheçamos que o teste não estabelece formalmente ausência de endogeneidade, mas apenas estabilidade frente a uma das fontes potenciais de circularidade.

A prevalência de gestação não planejada (52,2%) é consistente com a estimativa nacional de 55,4% de Theme-Filha *et al*.[2] e com os 65,7% de Gallardo-Alvarado *et al*.[9] e 67,5% de Nilson *et al*.[19] A diferença pode ser atribuída à inclusão de gestantes da saúde suplementar na presente amostra.

A não associação entre conhecimento contraceptivo e planejamento gestacional é o achado mais robusto deste estudo. Os tercis de conhecimento de métodos contraceptivos não se associaram ao desfecho em nenhuma das oito especificações testadas, assim como o uso prévio de contraceptivo. Em contraste, a educação sexual formal mostrou sinal consistente, embora modesto. Esta dissociação sugere que saber sobre métodos não se traduz automaticamente em planejamento gestacional, e que a educação sexual formal pode operar por mecanismos que transcendem a dimensão informativa — hipótese que requer investigação em estudos com desenho apropriado. A *International Technical Guidance on Sexuality Education* da UNESCO[20] distingue componentes da educação sexual integral que vão além do conteúdo biomédico: valores e atitudes, habilidades de comunicação e tomada de decisão, e agência reprodutiva.

Gallardo-Alvarado *et al*.[9] reportaram que escolaridade (OR=1,61) se associou à gestação não planejada e sugeriram que o acesso à educação superior é importante para informações sobre saúde sexual e reprodutiva. No presente estudo, escolaridade (superior incompleto) atingiu significância como variável distal (RP=1,87; *p*=0,009), mas a educação sexual formal, no bloco intermediário, acrescentou associação independente com direção estável. A RP da educação formal permaneceu estável entre os Modelos 2 e 3 (variação de 1,8%), indicando que a adição de variáveis proximais não mediou substancialmente esta associação.

No subgrupo ≥26 anos, a associação foi significativa (RP=1,42; *p*=0,027), enquanto no ≤25 anos foi nula (RP=0,99). Este achado exploratório é plausível: mulheres mais velhas tiveram mais tempo para que a educação sexual recebida influenciasse trajetórias reprodutivas, e sua formação escolar ocorreu em período anterior às discussões recentes sobre restrição da educação sexual nas escolas. Ressalta-se que a ausência de interação formal (*p*=0,181) impede conclusão definitiva.

A evidência internacional sobre educação sexual e gestação não planejada é ambígua. A revisão Cochrane[12] concluiu que a evidência era insuficiente — com heterogeneidade substancial e qualidade baixa — para estabelecer efeito, não que o efeito fosse ausente. O ensaio JACK[13] não encontrou efeito no desfecho primário, mas identificou efeitos secundários relevantes. Estes estudos avaliaram intervenções pontuais com seguimento curto. A diferença entre intervenção pontual e exposição cumulativa ao longo da vida pode explicar por que o presente estudo identifica sinal que aqueles não detectaram. Na análise secundária com apoio do parceiro, esta variável apresentou RP=1,31 (*p*=0,034), consistente com achados de Hoga e Manganiello[21] sobre a importância do vínculo relacional, e com Gallardo-Alvarado *et al*.[9] A interpretabilidade desta estimativa é limitada pela sobreposição com o item 5 do LMUP.

As limitações observadas foram: primeiro, o desenho transversal impede inferência causal. Segundo, a variável de educação sexual formal baseia-se em autorrelato retrospectivo, sujeito a viés de memória diferencial — gestantes com gestação planejada podem recordar mais facilmente de educação sexual recebida, inflando a associação. Contudo, a hipótese oposta (*rumination effect* — gestantes com desfecho indesejado revisitam mais o histórico) também é plausível, e a direção do viés não pode ser determinada empiricamente neste desenho. Terceiro, a coleta via *Google Forms* pode ter sub-representado

gestantes com menor letramento digital; a plausibilidade desta hipótese decorre da correlação entre letramento digital, escolaridade e acesso a educação sexual formal, embora a magnitude do viés seja indeterminável. Quarto, a medida de educação sexual formal é dicotômica e heterogênea, sem detalhamento de conteúdo, duração, qualidade ou momento da exposição. Uma palestra avulsa na escola e um programa continuado de educação sexual integral (conforme definido pela UNESCO)[20] são classificados identicamente, o que pode atenuar a associação observada. Quinto, confusão residual por nível socioeconômico não pode ser descartada, embora a E-value de 1,61 indique que um confundidor precisaria ser moderadamente forte para anular o achado. Sexto, a associação não foi significativa no subgrupo SUS (RP=1,07; *p*=0,48), sugerindo que o efeito observado na amostra total depende do contraste entre populações com perfis socioeconômicos distintos. Sétimo, os 16 dados ausentes em número de filhos (4,1%) foram tratados por casos completos, presumindo MCAR. Oitavo, o desenho de coleta por formulário digital de acesso livre, via *link* disponibilizado durante a espera para consultas de pré-natal, impossibilita quantificar com precisão o número de gestantes abordadas para participação que optaram por não acessar o formulário. Esta limitação operacional impede o cálculo da taxa de recusa e impõe cautela na interpretação da generalização dos achados para a totalidade das gestantes atendidas nas maternidades durante o período de coleta. Reconhecemos que esta limitação pode introduzir viés de seleção não-mensurável, particularmente se as gestantes que aceitaram participar diferiram sistematicamente das que não acessaram o formulário em características associadas à exposição (educação sexual formal) e ao desfecho (planejamento gestacional). Estudos futuros sobre este tema devem considerar desenhos de abordagem ativa com registro de recusas para permitir avaliação formal do viés de seleção.

Os pontos fortes foram: a utilização de razões de prevalência por Poisson com variância robusta, adequada à prevalência do desfecho; a apresentação de oito especificações de modelo com E-value permite ao leitor avaliar a robustez da associação independentemente de escolhas analíticas; o teste com LMUP recalculado sem item 5 é, segundo nossa revisão, inédito na literatura brasileira e endereça diretamente a preocupação com endogeneidade do apoio do parceiro; a demonstração de que conhecimento contraceptivo é robustamente não associado ao planejamento gestacional constitui contribuição conceitual relevante.

Implicações: se confirmada por estudos longitudinais, a associação entre educação sexual formal e planejamento gestacional sustentaria a relevância de políticas que combinem informação sobre métodos com componentes mais amplos de educação sexual integral — conforme preconizado pela BNCC,[10] pelo PSE[11] e pelas diretrizes da UNESCO.[20] A não associação robusta entre conhecimento contraceptivo e planejamento gestacional sugere que políticas centradas exclusivamente na disseminação de informação sobre métodos podem ser insuficientes.

Contribuição dos autores

Rogeski KG: conceitualização, curadoria de dados, investigação, metodologia, redação do manuscrito.

Grillo FL: análise formal, metodologia, administração do projeto, software, validação, visualização, redação do manuscrito.

Santos AL, Moreira Terra Silva B: curadoria de dados, investigação, metodologia, redação do manuscrito.

Pereira Lopes B, Ogasavara Beggiato CMS, Mandalis SS: curadoria de dados, visualização, redação do manuscrito.

Sviesk Sprung L: conceitualização, metodologia, supervisão, redação do manuscrito.

Todos os autores aprovaram a versão final do artigo e declaram não haver conflito de interesses.

Disponibilidade de dados

Todo o conjunto de dados que dá suporte aos resultados deste estudo foi publicado no próprio artigo.

Referências

1. Bearak J, Popinchalk A, Ganatra B, Moller AB, Tunçalp Ö, Beavin C, *et al*. Unintended pregnancy and abortion by income, region, and the legal status of abortion: estimates from a comprehensive model for 1990–2019. Lancet Glob Health. 2020 Sep; 8 (9): e1152–61. doi:10.1016/S2214-109X(20)30315-6

2. Theme-Filha MM, Baldisserotto ML, Fraga ACSA, Ayers S, Gama SGN, Leal MC. Factors associated with unintended pregnancy in Brazil: cross-sectional results from the Birth in Brazil National Survey, 2011/2012. Reprod Health. 2016 Oct; 13 (S3): 118. doi:10.1186/s12978-016-0227-8

3. Moreira LR, Ewerling F, Santos IS, Wehrmeister FC, Matijasevich A, Barros AJD, *et al*. Trends and inequalities in unplanned pregnancy in three population-based birth cohorts in Pelotas, Brazil. Int J Public Health. 2020 Dec 13; 65 (9): 1635-45. doi:10.1007/s00038-020-01505-0

4. Gariepy AM, Lundsberg LS, Miller D, Stanwood NL, Yonkers KA. Are pregnancy planning and pregnancy timing associated with maternal psychiatric illness, psychological distress and support during pregnancy?

J Affect Disord. 2016 Nov; 205: 87-94. doi:10.1016/j.jad.2016.06.058

5. Barrett G, Smith SC, Wellings K. Conceptualisation, development, and evaluation of a measure of unplanned pregnancy. J Epidemiol Community Health (1978). 2004 May; 58 (5): 426-33. doi:10.1136/jech.2003.014787

6. Borges ALV, Barrett G, Santos OA, Nascimento NC, Cavalhieri FB, Fujimori E. Evaluation of the psychometric properties of the London Measure of Unplanned Pregnancy in Brazilian Portuguese. BMC Pregnancy Childbirth. 2016 Dec 24; 16 (1): 244. doi:10.1186/s12884-016-1037-2

7. Prietsch SOM, González-Chica DA, Cesar JA, Mendoza-Sassi RA. Gravidez não planejada no extremo Sul do Brasil: prevalência e fatores associados. Cad Saúde Pública. 2011 Oct; 27 (10): 1906-16. doi:10.1590/S0102-311X2011001000004

8. Vieira CS, Braga GC, Cruz Lugarinho PT, Stifani BM, Bettiol H, Barbieri MA, *et al*. Sociodemographic factors and prenatal care behaviors associated with unplanned pregnancy in a Brazilian birth cohort study. Int J Gynecol Obstet. 2020 Nov; 151 (2): 237–43. doi:10.1002/ijgo.13305

9. Gallardo-Alvarado N, Antunes Lopes J V., Cecatti JG, Camas-Castillo M, Souza RT, Bahamondes L. Sociodemographic and reproductive characteristics of pregnant women with unplanned pregnancy residing in the state of São Paulo, Brazil: a cross-sectional study. The European Journal of Contraception & Reproductive Health Care. 2025 May 4; 30 (3): 137–43. doi:10.1080/13625187.2025.2457082

10. Ministério da Educação (BR). Base Nacional Comum Curricular: educação é a base. Brasília (DF): MEC; 2018 [acesso em 2026 Abr 10]. Disponível em: http://basenacionalcomum.mec.gov.br/

11. Ministério da Saúde (BR), Ministério da Educação (BR). Portaria Interministerial nº 1.055, de 25 de abril de 2017. Redefine as regras e os critérios para adesão ao Programa Saúde na Escola. Brasília (DF): Diário Oficial da União; 26 abr 2017. [acesso em 2026 Abr 10]. Disponível em: https://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2017/pri1055_26_04_2017.html

12. Oringanje C, Meremikwu MM, Eko H, Esu E, Meremikwu A, Ehiri JE. Interventions for preventing unintended pregnancies among adolescents. Cochrane Database of Systematic Reviews. 2016 Feb 3; 2016 (2). doi:10.1002/14651858.CD005215.pub3

13. Lohan M, Brennan-Wilson A, Hunter R, Gabrio A, McDaid L, Young H, et al. Effects of gender-transformative relationships and sexuality education to reduce adolescent pregnancy (the JACK trial): a cluster-randomised trial. Lancet Public Health. 2022 Jul; 7 (7): e626–37. doi:10.1016/S2468-2667(22)00117-7

14. von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. J Clin Epidemiol. 2008 Apr; 61 (4): 344–9. doi:10.1016/j.jclinepi.2007.11.008

15. Victora CG, Huttly SR, Fuchs SC, Olinto MT. The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach. Int J Epidemiol. 1997 Feb 1; 26 (1): 224–7. doi:10.1093/ije/26.1.224

16. Barros AJ, Hirakata VN. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. BMC Med Res Methodol. 2003 Oct 20;3 (1):21. doi:10.1186/1471-2288-3-21

17. Zou G. A Modified Poisson Regression Approach to Prospective Studies with Binary Data. Am J Epidemiol. 2004 Apr 1;159 (7): 702–6. doi:10.1093/aje/kwh090

18. VanderWeele TJ, Ding P. Sensitivity Analysis in Observational Research: Introducing the E-Value. Ann Intern Med. 2017 Aug 15;167 (4): 268–74. doi:10.7326/M16-2607

19. Nilson TV, Amato AA, Resende CN, Primo WQSP, Nomura RMY, Costa ML, *et al*. Gravidez não planejada no Brasil: estudo nacional em oito hospitais universitários. Rev Saude Publica. 2023 Jun 12; 57 (1): 35. doi:10.11606/s1518-8787.2023057004449

20. UNESCO. International technical guidance on sexuality education: an evidence-informed approach; 2018. doi:10.54675/UQRM6395

21. Hoga LAK, Manganiello A. Male behaviours towards unplanned pregnancy: experiences of Brazilian low-income women. Int Nurs Rev. 2007 Dec 22; 54 (4): 346–53. doi:10.1111/j.1466-7657.2007.00513.x

Recebido em 29 de Abril de 2026
Versão final apresentada em 4 de Junho de 2026
Aprovado em 8 de Junho de 2026

Editor Associado: Melania Amorim

Tabela Suplementar 1

Análise multinominal exploratória (não interpretável inferencialmente).

Variável	NP *vs* Plan			Amb *vs* Plan		
	OR	IC95%	p	OR	IC95%	*p*
SUS	17,13	2,00–147,0	0,010	4,08	2,09–7,97	<0,001
18-25 anos	5,01	1,24–20,3	0,024	2,06	1,07–3,96	0,031
≥34 anos	6,77	1,28–35,9	0,025	0,82	0,40–1,66	0,576
Ateia/agnóstica	9,83	1,80–53,8	0,008	1,46	0,44–4,81	0,536
≥4 moradores	6,50	1,48–28,6	0,013	2,28	1,05–4,95	0,037
Estudante	33,44	3,89–287	0,001	1,19	0,23–6,24	0,836
Sem educ. formal	3,73	1,23–11,3	0,020	1,65	0,95–2,87	0,076
Apoio parcial/ausente	26,97	4,06–179	<0,001	3,59	0,78–16,5	0,100

Regressão logística multinomial hierarquizada com classificação tripartite do LMUP (não planejada 0-3, ambivalente 4-9, planejada 10-12). Razão eventos/variável criticamente baixa (38 eventos para 25 parâmetros; EPV = 1,5). Estimativas instáveis, apresentadas apenas para completude metodológica.
Nota: OR = *odds ratio* ajustado. NP = não planejada (0-3); Amb = ambivalente (4-9); Plan = planejada (10-12, referência). Pseudo R^2 McFadden = 0,32. ICs amplos refletem EPV criticamente baixo. Estas estimativas não devem ser interpretadas inferencialmente.

Tabela Suplementar 2

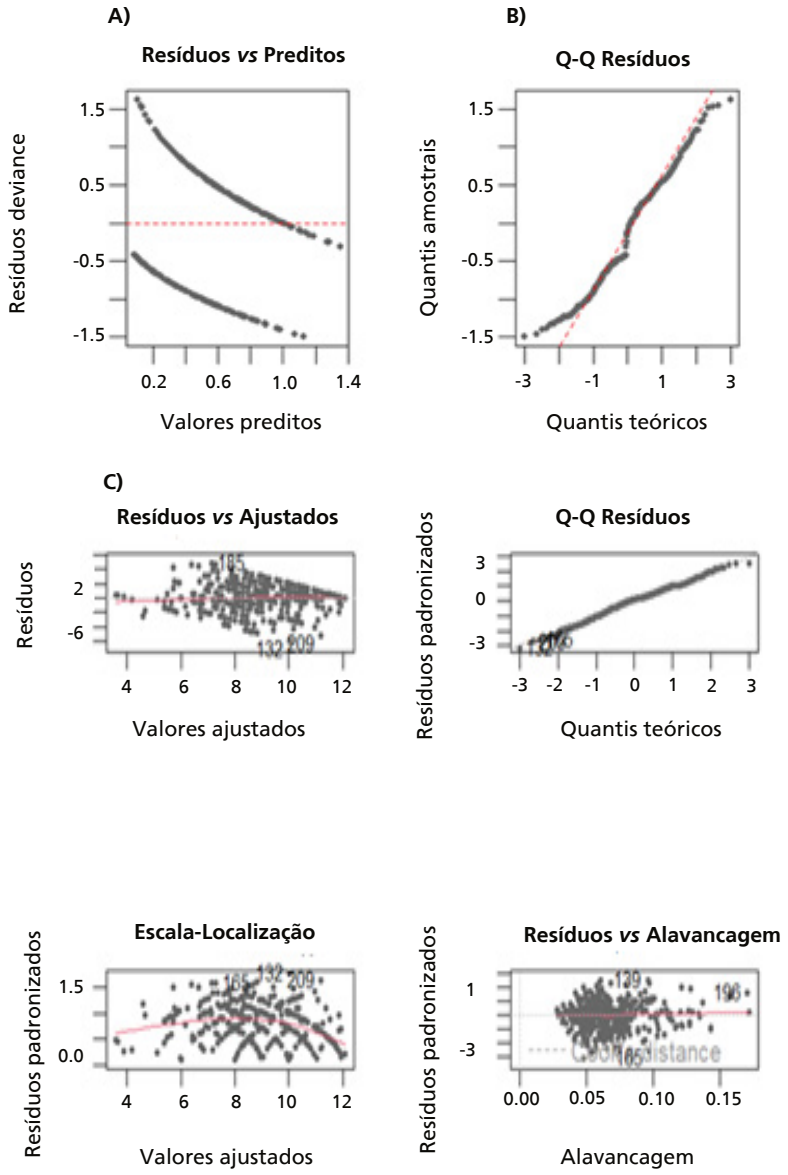
Codificação operacional das variáveis independentes.

Variável	Tipo	Categorias	Referência	Bloco
Tipo de maternidade	Dicotômica	SUS; Não SUS	Não SUS	Distal
Idade	Categórica	<18; 18-25; 26-33; ≥34 anos	26-33	Distal
Cor/raça	Categórica	Branca; Parda; Negra; Amarela (autodeclarada, IBGE)	Branca	Distal*
Religião	Categórica	Católica; Evangélica; Outra; Ateia/agnóstica	Católica	Distal
Situação conjugal	Categórica	Casada/UE; Solteira c/ parceiro; Solteira s/ parceiro	Casada/UE	Distal
Moradores domicílio	Categórica	1 (→agrupado c/ ≥4); 2; 3; ≥4	2	Distal
Escolaridade	Categórica	Superior completo; Superior incompleto; Médio completo; Fund./médio incompleto	Sup. completo	Distal
Ocupação	Categórica	Formal; Informal/autônoma; Estudante; Dona de casa/ desempregada	Formal	Distal
Renda familiar	Categórica	Acima 3 SM; 1-3 SM; Até 1 SM	Acima 3 SM	Excluída†
Educ. sexual formal	Dicotômica	Sim (escola e/ou prof. saúde); Não	Sim	Intermediário
Educ. sexual informal	Dicotômica	Sim (amigos e/ou internet); Não	Não	Intermediário
Conhec. contraceptivo	Tercis	Alto (>11 métodos); Médio (6-11); Baixo (≤5). Escore 0-15.	Alto	Intermediário
Uso prévio contraceptivo	Dicotômica	Sim; Não	Sim	Proximal
Número de filhos	Categórica	0; 1; ≥2. 16 ausentes (4,1%)	0	Proximal
Apoio do pai	Dicotômica	Total; Parcial/ausente	Total	Proximal‡

* Cor/raça não atingiu p<0,20 na bivariada e não foi incluída nos modelos multivariados.
† Renda excluída por colinearidade (V de Cramér=0,60 com tipo de maternidade; V=0,47 com escolaridade). Incluída em sensibilidade.
‡ Apoio do parceiro excluído da análise principal por sobreposição com item 5 do LMUP. Incluído como análise secundária.

Figura Suplementar 1

Diagnósticos gráficos.



(A) Resíduos deviance do modelo de Poisson; (B) Q-Q plot dos resíduos de Poisson; (C) Diagnósticos da regressão linear (resíduos vs preditos, Q-Q, Scale-Location, leverage).

Resíduos de Poisson: padrão em arco esperado para desfecho binário modelado por Poisson. Regressão linear: desvio nas caudas do Q-Q (esperado para escore discreto 0-12). Nenhuma observação ultrapassa a linha de Cook no gráfico de leverage.