Cesariana em casos de morte fetal anteparto no Brasil: tendências temporais e características maternas e das unidades de saúde, 2014–2023

Roxana Knobel [1]
https://orcid.org/0000-0001-9180-4685

Maria Eliza Back [2]
https://orcid.org/0009-0000-2529-2554

Thais Carloto Todeschini [3]
https://orcid.org/0009-0005-7759-2037

Alberto Trapani Júnior [4]
https://orcid.org/0000-0003-0196-4488

Cláudia Garcia Magalhães [5]
https://orcid.org/0000-0001-7033-1807

Carla Betina Andreucci [6]
https://orcid.org/0000-0002-5590-108X

[1-4] Departamento de Ginecologia e Obstetrícia. Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). Campus Universitário Reitor João David Ferreira Lima, s.n. Trindade. Florianópolis, SC, Brasil. CEP: 88.040-900. E-mail: rknobel@gmail.com
[5] Faculdade de Medicina. Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho. Campus de Botucatu. Botucatu, SP, Brasil.
[6] Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). São Carlos, SP, Brasil.

Resumo

Objetivos: descrever as taxas de cesariana em mortes fetais anteparto (MFA) no Brasil (2014–2023), avaliar tendências temporais e analisar fatores maternos e institucionais associados à realização de cesariana.

Métodos: estudo ecológico de base populacional com microdados do SIM-DOFET vinculados ao CNES. Tendências temporais avaliadas por regressão linear; razões de prevalência ajustadas (PRa) por regressão de Poisson com variância robusta, restritas às MFA a termo (≥37 semanas).

Resultados: dos 282.327 óbitos fetais registrados, 95,3% ocorreram anteparto. As taxas de cesariana mostraram tendência ao aumento em todas as idades gestacionais (exceto nos menores de 27 semanas); nas MFA a termo, variaram de 43,7% a 51,5%. Associaram-se independentemente à cesariana: idade materna 30–39 anos (PRa=1,09), escolaridade ≥12 anos (PRa=1,17), gestação múltipla (PRa=1,59), hospitais filantrópicos (PRa=1,25) e privados (PRa=1,47), e maior IDH municipal (PRa=1,07). Raça/cor não pôde ser avaliada (99,8% de dados ausentes).

Conclusões: as taxas de cesariana nas MFA foram persistentemente elevadas e crescentes, moldadas por fatores além da indicação clínica. A Declaração de Óbito Fetal carece de variáveis obstétricas essenciais, o que limita a análise do cuidado prestado a essa população; a revisão desse instrumento é necessária para aprimorar a vigilância e a assistência a pessoas vivenciando o óbito fetal.

Palavras-chave *Brasil, Cesariana, Parto obstétrico, Natimorto, Morte fetal*

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.

https://doi.org/10.1590/1806-9304202600000175

Introdução

A cesariana (CS) acarreta riscos maiores do que o parto vaginal, e seu uso deve ser restrito a situações em que os benefícios da intervenção cirúrgica superem os riscos do parto vaginal tanto para a mãe quanto para o feto.[1] Embora a taxa ideal de cesariana em nível populacional continue sendo objeto de debate, há um amplo consenso internacional de que taxas superiores a 20% não estão associadas a melhorias adicionais nos desfechos maternos ou perinatais e podem, ao contrário, aumentar os desfechos adversos para mulheres e recém-nascidos.[2]

No Brasil, as taxas de CS excedem significativamente os níveis ideais, chegando a 59,6% dos nascidos vivos. Essas taxas refletem indicações que vão além dos critérios clínicos e obstétricos, influenciadas por múltiplos fatores inter-relacionados: a disparidade entre os setores de saúde público e privado, onde as taxas no último podem ultrapassar 84%;[3,4] o medo generalizado da dor do trabalho de parto, muitas vezes exacerbado pela falta crônica de controle farmacológico da dor; a conveniência do agendamento eletivo e uma "cultura da cesariana" que frequentemente percebe a cirurgia como um padrão superior de atendimento; a escassez de ambientes adequados para o parto e de profissionais qualificados para o acompanhamento adequado do trabalho de parto; a predominância de partos conduzidos por médicos — responsáveis por mais de 80% dos nascimentos no país —, apesar das evidências de que o atendimento conduzido por parteiras e enfermeiras obstétricas em gestações de baixo risco está associado à redução das taxas de cesariana; e barreiras institucionais, como a prática da medicina defensiva para evitar litígios e o ciclo repetitivo de "uma vez cesariana, sempre cesariana".[5–7]

Embora as taxas de cesariana em nascidos vivos sejam amplamente debatidas, as taxas de cesariana em casos de morte fetal (MF) são pouco abordadas na literatura científica. Globalmente, ocorreram aproximadamente 3 milhões de MF em 2021, representando 23 MF por 1.000 nascimentos, com maior concentração em países de baixa e média renda.[8] No Brasil, as taxas de MF permaneceram em aproximadamente 10 por 1.000 nascimentos,[9] representando um desafio significativo para a saúde pública e ressaltando a necessidade de compreender melhor as práticas de atendimento obstétrico prestadas a essa população vulnerável. Quando são identificadas anomalias graves na frequência cardíaca fetal durante o trabalho de parto, em idade gestacional viável e com recursos disponíveis, pode-se realizar uma cesariana de emergência na tentativa de salvar o feto, dependendo do estágio do trabalho de parto, do quadro clínico materno e da capacidade da instituição; a morte fetal intraparto é confirmada retrospectivamente pela ausência de sinais vitais ao nascimento. Em casos de morte fetal anteparto confirmada, a cesariana ainda pode ser indicada quando complicações maternas exigem parto acelerado — como distúrbios hipertensivos graves — ou quando o parto vaginal é formalmente contraindicado, como nos casos de placenta prévia. No entanto, na ausência dessas condições, o parto vaginal continua sendo a via preferida, dada sua associação com menor morbidade materna, recuperação mais rápida e melhor preservação da capacidade reprodutiva futura.[10,11]

O atendimento a gestantes que enfrentam o diagnóstico de MF intrauterina apresenta desafios adicionais, pois a perda da gravidez afeta profundamente a família, especialmente a gestante, que enfrenta risco aumentado de luto patológico, depressão, impacto financeiro, trauma e estigmatização.[12,13]

A análise das taxas de cesariana para MF anteparto pode fornecer informações importantes sobre o sistema de saúde brasileiro e sua capacidade de oferecer atendimento obstétrico adequado a esse grupo específico de gestantes. Diante desse cenário e da escassez de evidências sobre o tema, os objetivos deste estudo são descrever as taxas de cesariana entre casos de MF anteparto no Brasil de 2014 a 2023, avaliar as tendências temporais e comparar essas taxas de acordo com características sociodemográficas, gestacionais e do local de atendimento.

Métodos

Este estudo ecológico de base populacional, com desenho misto, combinou análise de séries temporais (Análise 1) e análise transversal agregada (Análise 2) de dados secundários nacionais brasileiros de 2014 a 2023. Este estudo foi relatado de acordo com as diretrizes do *Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology* (STROBE).

Microdados em nível individual do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) foram baixados em abril de 2026 da plataforma de transferência de arquivos DATASUS (https://datasus.saude.gov.br/transferencia-de-arquivos/), especificamente os arquivos de Óbito Fetal (SIM-DOFET) para cada ano do período do estudo. Os dados sobre nascidos vivos a termo foram obtidos em abril de 2026 do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), acessado por meio do TABNET/DATASUS (https://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sinasc/cnv/nvuf.def).

Esses sistemas de informação são alimentados a partir de certidões de nascimento e óbito preenchidas por profissionais de saúde em unidades de atendimento ao parto, de acordo com as normas nacionais estabelecidas pelo Ministério da Saúde. Embora possa ocorrer subnotificação, todos os nascimentos no Brasil — sejam nascidos vivos ou óbitos fetais — devem ser registrados por lei nacional; o preenchimento de uma certidão de óbito é obrigatório para todo nascimento que atenda a pelo menos

um dos seguintes critérios: idade gestacional de 22 semanas ou mais, peso ao nascer de 500g ou mais, ou comprimento do vértice craniano ao calcâneo de 25 cm ou mais.

Para caracterizar as unidades de parto, foram obtidos dados do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) por meio da plataforma PCDaS (Plataforma de Ciência de Dados aplicada à Saúde, Fiocruz; https://pcdas.icict.fiocruz.br/), que indexa mensalmente os arquivos de competência do CNES por meio de uma infraestrutura ElasticSearch. Para cada registro de MF, o arquivo de competência do CNES correspondente — associado ao código do estabelecimento (CODESTAB) e ao mês/ano do óbito — foi consultado para recuperar a natureza jurídica da unidade (pública, privada ou filantrópica). Essa abordagem captura as mudanças na classificação das unidades ao longo do período do estudo.

Os dados do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) municipal para 2010 foram obtidos do Atlas do Estado Brasileiro (IPEA; https://www.ipea.gov.br/atlasestado/consulta/179). O IDH de 2010 foi utilizado como indicador do desenvolvimento socioeconômico municipal, uma vez que representa a estimativa mais recente disponível para o Brasil em nível municipal, baseada no censo. Cada registro de óbito fetal foi vinculado ao município de residência da mãe por meio do código municipal de seis dígitos do IBGE (CODMUNRES).

O estudo incluiu todos os registros do SIM-DOFET para o período de 2014 a 2023 nos quais o momento da morte fetal foi documentado como anteparto ou intraparto; registros com momento ausente ou classificados como pós-parto foram excluídos. Isso constitui um censo quase completo das mortes fetais registradas no Brasil com o momento conhecido da morte, e não foi necessário calcular o tamanho da amostra. A proporção de mortes anteparto versus intraparto dentro desse grupo elegível é relatada de forma descritiva.

Todas as análises subsequentes limitaram-se às mortes fetais anteparto, uma vez que esse subgrupo reflete de forma mais confiável as decisões obstétricas relativas à via de parto tomadas antes do início do trabalho de parto, minimizando a influência de eventos intraparto na indicação de cesariana. Registros sem informações sobre a via de parto foram excluídos de todas as análises.

Para a Análise 1, as mortes fetais anteparto foram estratificadas em quatro categorias de idade gestacional: 22–27, 28–31, 32–36 e ≥37 semanas.

Para a Análise 2, foram selecionadas apenas as mortes fetais anteparto que atingiram o termo (≥37 semanas de gestação, incluindo pós-termo ≥42 semanas). Essa restrição minimiza o viés de confusão decorrente de indicações clínicas para cesariana específicas para partos prematuros, que não podem ser controladas por meio de dados administrativos secundários. Os partos que ocorreram fora do ambiente hospitalar foram excluídos das análises envolvendo características das unidades de saúde. Registros com valores de covariáveis ausentes foram excluídos do modelo multivariado; a extensão das ausências para cada variável é apresentada na Tabela 1.

Tabela 1

Morte fetal anteparto a termo (≥37 semanas) por via de parto e características selecionadas — Brasil, 2014–2023 (N=58.927).

Variável	n	% de dados válidos	% de dados ausentes	Partos vaginais,n	Partos por cesariana,n	Taxa de cesariana,%
Idade materna (anos)						
15 anos ou menos	1.010	1,8%		684	326	32,3%
16 a 19 anos	6.381	11,4%		4.115	2.266	35,5%
20 a 29 anos	24.847	44,3%		13.780	11.067	44,5%
30 a 39 anos	20.197	36,0%		9.973	10.224	50,6%
40 anos ou mais	3.593	6,4%		1.904	1.689	47,0%
Desconhecido/Não informado	2.899		4,9%	1.424	1.475	50,9%
Escolaridade materna (anos de escolaridade)						
Nenhuma ou menos de 1 ano	2.157	4,3%		1.296	861	39,9%
1 a 3 anos	3.779	7,5%		2.338	1.441	38,1%
4 a 7 anos	12.565	24,9%		7.414	5.151	41,0%
8 a 11 anos	26.342	52,2%		14.351	11.991	45,5%
12 anos ou mais	5.609	11,1%		2.145	3.464	61,8%
Desconhecido/Não informado	8.475		14,4%	4.336	4.139	48,8%
Tipo de gravidez						
Única	57.371	97,6%		31.455	25.916	45,2%
Múltiplos (gêmeos/trigêmeos)	1.420	2,4%		354	1.066	75,1%
Desconhecido/Não informado	136		0,2%	71	65	47,8%

Variável	n	% de dados válidos	% de dados ausentes	Partos vaginais,n	Partos por cesariana,n	Taxa de cesariana,%
Óbitos fetais/infantis anteriores						
0	32.004	58,7%		17.259	14.745	46,1%
1**	17.702	32,5%		9.695	8.007	45,2%
2 ou mais	4.838	8,9%		2.562	2.276	47,0%
Desconhecido/Não informado	4.383		7,4%	2.364	2.019	46,1%
Filhos nascidos anteriormente						
0	21.399	38,0%		12.358	9.041	42,2%
1	15.651	27,8%		7.405	8.246	52,7%
2	9.035	16,0%		4.434	4.601	50,9%
3 ou mais	10.280	18,2%		6.252	4.028	39,2%
Desconhecido/Não informado	*2.562*		*4,3%*	*1.431*	*1.131*	*44,1%*
Tipo de hospital por natureza jurídica						
Público	29.532	59%		17.437	12.095	41%
Filantrópico	15.569	31,1%		7.345	8.224	52,8%
Particular	4.995	10,0%		1.621	3.374	67,5%
Desconhecido/Não vinculado*	8.831		15%	5.477	3.354	38%
Região geográfica						
Norte	8.271	14,1%		4.622	3.649	44,1%
Nordeste	22.484	38,2%		13.067	9.417	41,9%
Sudeste	17.906	30,4%		9.472	8.434	47,1%
Sul	5.672	9,6%		2.546	3.126	55,1%
Centro-Oeste	4.505	7,7%		2.125	2.380	52,8%
Desconhecido/Não informado	89		0,2%	48	41	46,1%
Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH, 2010)						
Muito baixo (<0,500)	514	0,9%		341	173	33,7%
Baixo (0,500–0,599)	11.531	19,6%		7.037	4.494	39,0%
Médio (0,600–0,699)	16.090	27,3%		8.726	7.364	45,8%
Alto (0,700–0,799)	25.229	42,9%		12.529	12.700	50,3%
Muito alto (≥0,800)	5.470	9,3%		3.197	2.273	41,6%
Desconhecido/Não vinculado	93		0,2%	50	43	46,2%

% de válidos: proporção de cada categoria em relação ao número de casos com dados conhecidos/registrados para essa variável (excluindo registros ausentes, desconhecidos ou não vinculados);
% de dados ausentes: proporção de casos com dados ausentes/desconhecidos em relação ao total geral (N=58.927).
A raça/cor da pele não foi registrada em 58.833 casos (99,8%) e, portanto, não foi incluída como variável na análise.
A natureza do hospital foi vinculada por meio do código do estabelecimento (CNES), correspondente ao mês do óbito.
*Dois grupos distintos: 3.780 mortes fetais ocorridas fora de ambientes hospitalares (domicílio, n=1.777; outras unidades de saúde, n=713; localização desconhecida, n=581; outros ambientes, n=552; via pública, n=126; aldeia indígena, n=31) e 5.051 casos hospitalares cujo código de estabelecimento não pôde ser correspondido no banco de dados do CNES.
**É provável que o natimorto atual registrado seja contabilizado entre as crianças falecidas anteriormente na certidão de óbito, introduzindo inconsistência nessa variável; os resultados devem ser interpretados com cautela.

O número de registros excluídos em cada etapa é apresentado em um diagrama de fluxo para permitir a avaliação de um possível viés de seleção.

O desfecho principal foi a taxa de cesariana, definida como (número de cesarianas / total de partos) × 100.

Na Análise 1, as variáveis de interesse foram o ano (2014–2023, tratado como contínuo nos modelos de regressão e como categórico para apresentação descritiva) e o grupo de idade gestacional (22–27, 28–31, 32–36 e ≥37 semanas). As taxas de cesariana foram calculadas separadamente para cada combinação de ano e faixa de idade gestacional, tanto para mortes fetais anteparto, como também para nascidos vivos a termo (≥37 semanas), para fins de comparação.

Para a Análise 2, as seguintes variáveis foram incluídas tanto nas análises brutas quanto nas ajustadas: idade materna (menos de 20, 20–29 [referência], 30–39 e ≥40 anos); escolaridade materna (≤7 anos, 8–11 anos [referência] e ≥12 anos de escolaridade); tipo de gravidez (gravidez única [referência] ou gestação múltipla);

modalidade de unidade de saúde (pública [referência], filantrópica ou privada); região geográfica (Norte, Nordeste [referência], Sudeste, Sul e Centro-Oeste); e IDH municipal (baixo/muito baixo <0,600 [referência], médio 0,600–0,699 e alto/muito alto ≥0,700). Raça/cor da pele não foi incluída devido à ausência de dados em 99,8% dos registros. A distribuição das variáveis na população do estudo é apresentada na Tabela 1, que também inclui categorias adicionais para uma visualização abrangente da composição do conjunto de dados.

Duas variáveis foram excluídas tanto das análises brutas quanto das ajustadas por motivos substantivos: o número de nascidos vivos anteriores, pois essa variável agrupa partos vaginais anteriores com cesarianas anteriores — grupos com probabilidades fundamentalmente diferentes de repetição da cesariana; e o número de mortes fetais/infantis anteriores, pois é provável que a morte fetal atual seja contabilizada entre as mortes anteriores em uma proporção substancial dos registros, introduzindo um erro sistemático de medição.

Para minimizar o efeito de confusão decorrente das indicações clínicas para cesariana pré-termo, a Análise 2 foi restrita a gestações a termo (≥37 semanas). A Análise 2 foi ainda mais restrita às mortes anteparto, a fim de reduzir a influência de eventos intraparto — que, por si sós, podem precipitar tanto a MF quanto a indicação para cesariana — nas associações estimadas. A vinculação entre os registros do SIM e do CNES baseou-se em códigos de estabelecimento, que podem estar ausentes ou registrados de forma inconsistente em uma minoria de casos; isso poderia introduzir uma classificação errônea não diferencial do tipo de unidade, provavelmente atenuando as associações estimadas. O desenho ecológico impede a inferência causal em nível individual e impede o ajuste para indicações clínicas não observadas para cesariana (falácia ecológica).

Na Análise 1, as taxas de cesariana foram descritas ano a ano para cada categoria de idade gestacional nas MF anteparto e para nascidos vivos a termo. Utilizou-se regressão linear simples para avaliar as tendências temporais, com o ano tratado como variável contínua (Taxa de cesariana = $\beta 0 + \beta 1 \times \text{Ano} + \varepsilon$). O coeficiente $\beta 1$ representa a variação anual em pontos percentuais na taxa de cesariana; R^2 indica a proporção da variância explicada pelo modelo; e a significância estatística foi avaliada por meio do teste F de ANOVA (α=0,05). As tendências foram classificadas como crescentes ($\beta 1 > 0$, p<0,05), decrescentes ($\beta 1 < 0$, p<0,05) ou estáveis (p≥0,05). Os resultados são apresentados na Tabela 2.

Na Análise 2, os dados sobre MF anteparto a termo foram agrupados para todo o período do estudo (2014–2023). As razões de prevalência brutas e ajustadas (PRs e aPRs), com intervalos de confiança de 95%, foram estimadas por meio de regressão de Poisson com função log-link e estimativa robusta de variância (HC3). Todas as variáveis foram inseridas simultaneamente no modelo multivariado. A colinearidade foi avaliada por meio do Fator de Inflação da Variância (VIF), sendo considerados aceitáveis valores inferiores a 5. A significância estatística foi definida em α=0,05. Os resultados são apresentados na Tabela 3.

Os dados ausentes foram tratados por meio da análise de casos completos. A proporção de valores ausentes para cada variável é apresentada na Tabela 1. Variáveis com mais de 20% de dados ausentes foram excluídas do modelo multivariado para minimizar o viés de informação.

Análises de sensibilidade foram realizadas utilizando a mesma abordagem de regressão de Poisson: (1) restrita ao período de 2019 a 2023; (2) restrita a gestações únicas; e (3) estratificada por macrorregião.

Todas as análises estatísticas foram realizadas no R versão 4.x (R Core Team, Viena, Áustria), utilizando os pacotes read.dbc, dplyr, tidyr, ggplot2, sandwich, lmtest e car. Como este estudo utiliza dados secundários anônimos e disponíveis publicamente, sem identificação individual, não foi necessária a aprovação de um Comitê de Ética em Pesquisa, de acordo com a Resolução nº 510/2016 do Conselho Nacional de Saúde do Brasil.

Tabela 2

Análise da tendência temporal das taxas de cesariana por faixa de idade gestacional, Brasil, 2014-2023.

Grupo	β (IC95%) (pp/ano)	*p*	R^2	Variação observada 2014-2023 (pp)
Morte fetal entre 22 e 27 semanas	−0,080 (−0,233; +0,073)	0,263	0,153	-1,4
Morte fetal entre 28 e 31 semanas	+0,525 (+0,320; +0,730)	<0,001	0,813	+4,2
Morte fetal entre 32 e 36 semanas	+0,846 (+0,480; +1,212)	<0,001	0,780	+7,2
Morte fetal ≥37 semanas	+0,722 (+0,460; +0,984)	<0,001	0,834	+7,6
Todas as mortes fetais	+0,304 (+0,109; +0,499)	0,007	0,617	+2,1
Nascidos vivos ≥37 semanas	+0,251 (+0,000; +0,502)	0,05	0,400	+1,9

pp= pontos percentuais; β= coeficiente de regressão (variação anual); A análise de regressão linear foi realizada tendo o ano como variável independente.

Tabela 3

Razões de prevalência para cesariana entre casos de morte fetal a termo no período anteparto — Brasil, 2014–2023.

Variável	RP bruta (IC95%)		RP ajustada (IC95%) [1]	
	RP (IC95%)	*p*	RP (IC95%)	*p*
Idade materna				
Menos de 20	0,79 (0,76–0,81)	<0,001	0,82 (0,79–0,85)	<0,001
20–29 anos (ref.)	1,00 (ref.)	—	1,00 (ref.)	—
30–39 anos	1,14 (1,11–1,16)	<0,001	1,09 (1,07–1,11)	<0,001
≥40 anos	1,06 (1,02–1,10)	0,005	1,04 (0,99–1,08)	0,093
Escolaridade materna (anos)				
≤7 anos	0,88 (0,87–0,90)	<0,001	0,93 (0,91–0,96)	<0,001
8–11 anos (ref.)	1,00 (ref.)	—	1,00 (ref.)	—
≥12 anos	1,36 (1,32–1,39)	<0,001	1,17 (1,14–1,20)	<0,001
Tipo de gravidez				
Única (ref.)	1,00 (ref.)	—	1,00 (ref.)	—
Múltiplo	1,66 (1,61–1,71)	<0,001	1,59 (1,53–1,65)	<0,001
Tipo de hospital por natureza jurídica				
Público (ref.)	1,00 (ref.)	—	1,00 (ref.)	—
Filantrópico	1,29 (1,26–1,32)	<0,001	1,25 (1,22–1,28)	<0,001
Privado	1,65 (1,61–1,69)	<0,001	1,47 (1,43–1,51)	<0,001
Região geográfica				
Nordeste (ref.)	1,00 (ref.)	—	1,00 (ref.)	—
Norte	1,05 (1,02–1,08)	<0,001	1,11 (1,08–1,15)	<0,001
Sudeste	1,12 (1,10–1,15)	<0,001	0,99 (0,96–1,02)	0,453
Sul	1,32 (1,28–1,35)	<0,001	1,10 (1,06–1,15)	<0,001
Centro-Oeste	1,26 (1,22–1,30)	<0,001	1,15 (1,10–1,19)	<0,001
IDH municipal				
Baixo/Muito baixo (<0,600) (ref.)	1,00 (ref.)	—	1,00 (ref.)	—
Médio (0,600–0,699)	1,18 (1,15–1,21)	<0,001	1,09 (1,05–1,13)	<0,001
Alto/Muito alto (≥0,700)	1,26 (1,23–1,29)	<0,001	1,07 (1,03–1,10)	<0,001
N (modelo multivariado)			**42.239**	

* Ajustado simultaneamente para todas as variáveis da tabela. Regressão de Poisson com variância robusta (HC3).
PR= razão de prevalência; IC= intervalo de confiança; IDH= Índice de Desenvolvimento Humano; Ref= categorias de referência.

Resultados

Entre 2014 e 2023, foram registrados 282.327 casos de morte fetal no Brasil, dos quais 95,3% foram diagnosticados antes do parto. Isso corresponde a uma taxa de mortalidade fetal de 10,5 por 1.000 nascimentos e de 9,49 por 1.000 nascimentos quando consideradas apenas as mortes anteparto. O fluxograma dos casos analisados é apresentado na Figura 1.

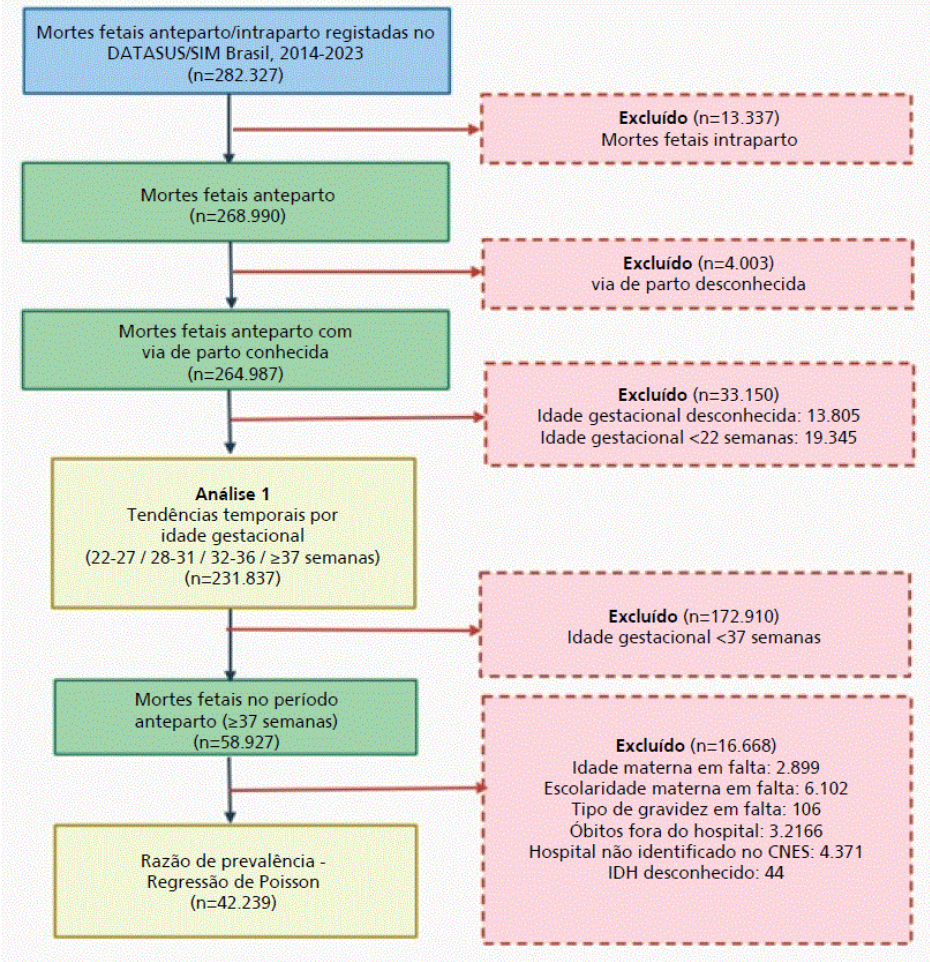
Não foi observada nenhuma tendência temporal estatisticamente significativa na taxa de mortalidade fetal ao longo do período do estudo. A taxa de cesarianas em casos de MF anteparto variou de 31,3% (em 2017) a 35,2% (em 2023). Houve um aumento significativo na taxa de cesarianas durante o período (β = +0,3 pp/ano; p=0,007) (Tabela 2).

Quando estratificadas por idade gestacional, as taxas de cesariana variaram consideravelmente ao longo do período do estudo (Figura 2). Nas gestações de 22 a 27 semanas, observou-se a menor taxa média de cesariana (13,3%), com um valor mínimo de 12,5% em 2016 e um máximo de 14,5% em 2014. Em gestações de 28 a 31 semanas, a taxa média foi de 29,1%, variando de 27,1% em 2016 a 32,2% em 2023. Nas gestações de 32 a 36 semanas, a taxa média foi de 41,6%, variando de 37,4% em 2015 a 47,3% em 2023. As gestações a termo (≥37 semanas) apresentaram a maior taxa média de cesarianas nos óbitos fetais (46,2%), variando de 43,7% em 2015 a 51,5% em 2023 (Tabela Suplementar 1).

A tendência temporal da cesariana em MF variou de acordo com a faixa de idade gestacional (Figura 2, Tabela 2). As gestações entre 22 e 27 semanas apresentaram uma redução leve e não significativa ao longo do período (β = −0,080 pp/ano; p=0,263), enquanto todas as outras categorias de idade gestacional apresentaram aumentos significativos (p<0,001). Os maiores incrementos foram observados nos dois grupos de idade gestacional mais avançados (32–36 semanas e ≥37 semanas), com modelos explicando 78%–83% da variabilidade temporal (R^2=0,780 e 0,834), em comparação com apenas 15,3% nas gestações entre 22 e 27 semanas.

Figura 1

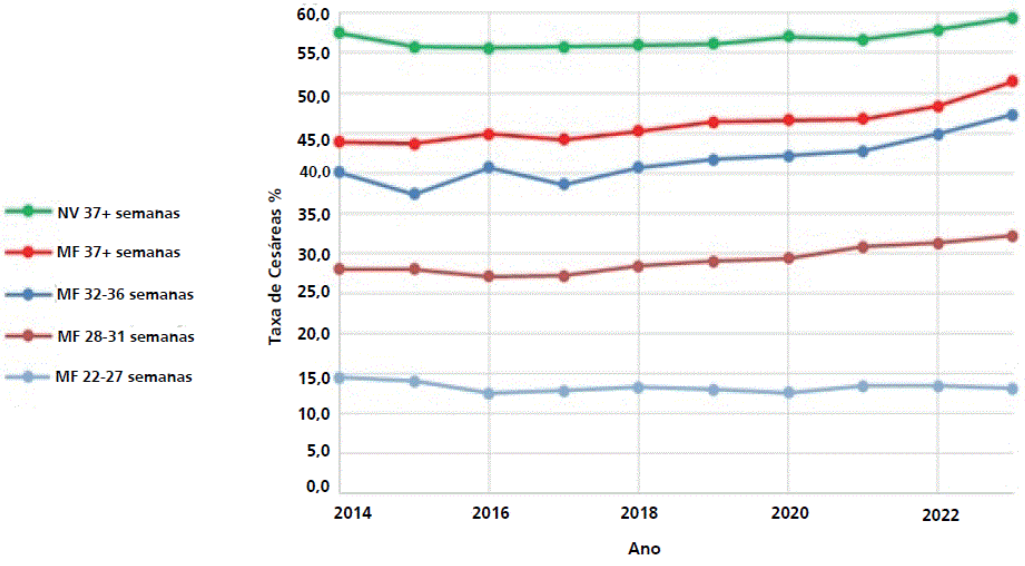
Fluxograma dos critérios de inclusão e exclusão - Cesarianas em natimortos anteparto — Brasil, 2014–2023.



SIM = Sistema de Informações sobre Mortalidade; SINASC = Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos; DATASUS = Departamento de Informática do SUS. Cor da pele/raça excluída da Análise 2 (mais de 20% de dados ausentes: 99,87% no SIM).
Os dados ausentes para cada variável são apresentados na Tabela 1 em relação à amostra de mortes fetais anteparto a termo (N=58.927). As exclusões aqui apresentadas foram aplicadas sequencialmente para definir a amostra analítica para a análise multivariável (Tabela 3) e, portanto, não são diretamente comparáveis aos números de dados ausentes na Tabela 1.

Figura 2

Taxas de cesáreas em nascidos vivos a termo e mortes fetais anteparto de acordo com a idade gestacional – Brasil, 2014-2023.



NV=nascidos vivos; MF= morte fetal.

A Tabela 1 apresenta a distribuição da MF anteparto a termo de acordo a via de parto e características maternas e institucionais selecionadas. A integridade dos dados variou entre as variáveis. A raça/cor da pele não estava disponível para 99,8% dos casos e, portanto, foi excluída da análise. O nível de escolaridade materna e o tipo de hospital, por natureza jurídica, apresentaram as maiores proporções de dados ausentes entre as demais variáveis (14,4% e 13,9%, respectivamente), o que deve ser levado em consideração na interpretação dos resultados para essas variáveis.

Entre as características com dados completos ou quase completos, as taxas de cesariana variaram significativamente. Em relação à idade materna, as taxas aumentaram progressivamente de 32,3% em adolescentes com 15 anos ou menos para 50,6% em mulheres com 30 a 39 anos. Um gradiente semelhante foi observado para o nível de escolaridade materna, com taxas de cesariana variando de 38,1% entre mulheres com 1 a 3 anos de escolaridade a 61,8% entre aquelas com 12 ou mais anos. As gestações múltiplas foram associadas a uma taxa de cesariana substancialmente mais alta (75,1%) em comparação com as gestações únicas (45,2%). Mulheres com um filho vivo anterior apresentaram a maior taxa de cesarianas entre as categorias de paridade (52,7%), enquanto aquelas com três ou mais filhos apresentaram a menor (39,2%), embora essa variável não faça distinção entre partos vaginais e cesarianas anteriores.

A variável que registra mortes fetais ou infantis anteriores apresentou pouca variação nas taxas de cesariana entre as categorias; no entanto, a constatação de que mais de 40% dos casos tinham pelo menos uma morte fetal ou infantil anterior registrada sugere um erro sistemático na entrada de dados, provavelmente refletindo o fato de que a atual morte fetal está sendo registrada como uma morte anterior, o que compromete a confiabilidade dessa variável. Em relação ao tipo de hospital por natureza jurídica, as taxas de cesariana aumentaram de 41% em unidades públicas para 67,5% em hospitais privados. Também foi observada uma variação regional acentuada, com as taxas mais baixas no Nordeste (41,9%) e as mais altas nas regiões do Sul (55,1%) e Centro-Oeste (52,8%).

O IDH municipal apresentou uma associação direta com as taxas de cesarianas, que foram mais elevadas em municípios com IDH alto e muito alto em comparação com aqueles com IDH baixo ou médio; a taxa mais elevada foi observada na categoria de IDH alto (50,3%), com uma ligeira atenuação no grupo de IDH muito alto (41,6%), embora ainda acima dos níveis de IDH baixo.

Após o ajuste simultâneo para todas as variáveis, vários fatores permaneceram independentemente associados a cesariana na MF anteparto (Tabela 3). Idade materna mais jovem, menor escolaridade e parto em hospitais públicos estiveram associados a menor probabilidade de cesariana, enquanto idade mais avançada, maior escolaridade e gravidez múltipla estiveram associados a maior probabilidade. O tipo de hospital, conforme natureza jurídica, apresentou a associação mais forte: em comparação com os hospitais públicos, a probabilidade de cesariana foi 25% maior em instituições filantrópicas e 47% maior em hospitais privados. Entre as regiões geográficas, o Sudeste não diferiu significativamente do Nordeste após o ajuste, enquanto todas as outras regiões apresentaram probabilidades modestamente mais altas. Um IDH municipal mais elevado foi associado a maior probabilidade de cesariana, embora a magnitude tenha sido atenuada após o ajuste.

Análises de sensibilidade produziram resultados consistentes. A restrição ao período de 2019–2023 (n=19.103) e às gestações únicas (n=41.218) resultou em razões de prevalência (RP) ajustadas praticamente idênticas às do modelo principal para idade materna e escolaridade. A estratificação regional confirmou que a direção de todas as associações foi preservada nas cinco macrorregiões, com alguma variação na magnitude (Tabela Suplementar 2).

O modelo multivariado incluiu 42.239 dos 58.927 casos do conjunto de dados completo. As perdas resultaram de dados ausentes em variáveis-chave — particularmente escolaridade materna (14,4%) e tipo de hospital, conforme natureza jurídica (13,9%) —, bem como da exclusão deliberada de partos fora do hospital, que, por definição, não incluiriam cesarianas e, portanto, introduziriam viés sistemático se fossem mantidos.

Discussão

A via de parto na MF anteparto continua sendo uma das dimensões menos exploradas da qualidade dos cuidados obstétricos em todo o mundo. Embora a epidemiologia da MF tenha recebido atenção crescente — particularmente no que diz respeito a taxas, causas e disparidades —, o manejo clínico do parto nesses casos e sua variação entre os sistemas de saúde têm sido amplamente negligenciados na literatura científica. Informações sobre a via de parto após óbito fetal intrauterino raramente são registradas nos sistemas nacionais de vigilância demográfica, limitando a capacidade de avaliar práticas que afetam diretamente a segurança materna e a experiência de luto.[11,14] Essa lacuna se estende às diretrizes clínicas: o Colégio Americano de Obstetras e Ginecologistas reconhece que há dados limitados para orientar a prática clínica no manejo do natimorto,[15] ressaltando que a invisibilidade dessa população nos sistemas de vigilância se traduz diretamente em incerteza à beira do leito. Este estudo apresenta uma caracterização de dez anos das taxas de cesariana em casos de MF anteparto no Brasil, utilizando microdados

individuais vinculados a dados de registros de unidades de saúde, e seus resultados sugerem que os fatores que moldam a tomada de decisão obstétrica no Brasil vão muito além da indicação clínica.

Nosso estudo identificou taxas de cesariana acima de 32,5% em todos os anos avaliados, com uma tendência significativa de aumento ao longo do período. Essas taxas são superiores à taxa de cesariana descrita nos Estados Unidos (16 a 18,9%),[10,16] Gana (19,3%),[14] outros países da África Subsaariana (Benin, Malaui, Uganda e República Unida da Tanzânia) (19%)[17] e são mais comparáveis às taxas de cesariana relatadas para partos de óbitos fetais a partir da 28ª semana na América Latina (27,3%).[18] Essas comparações devem ser interpretadas com cautela: os estudos diferem em suas definições de natimorto e óbito fetal — particularmente no que diz respeito aos limites de idade gestacional e à inclusão ou exclusão de mortes intraparto — e vários deles não distinguem casos anteparto de intraparto, como faz o presente estudo. No entanto, mesmo levando em conta essas diferenças metodológicas, os números do Brasil estão mais alinhados com os de contextos de baixa renda do que com os de países com nível semelhante de desenvolvimento econômico, sugerindo que fatores sistêmicos — e não apenas a composição clínica dos casos — determinam as taxas observadas.

A tendência temporal de aumento de cesarianas em óbitos fetais observada neste estudo reflete o aumento global bem documentado das taxas de cesariana em nascidos vivos[19,20] e é semelhante às tendências relatadas anteriormente em MF nos Estados Unidos e em Gana.[14,16] No Brasil, a taxa geral de cesariana em óbitos fetais aumentou significativamente ao longo da década (β = +0,304 pp/ano; p=0,007), com os aumentos mais pronunciados observados em gestações de 32 a 36 semanas e a termo (≥37 semanas). O padrão variou notavelmente de acordo com a idade gestacional: enquanto todos os grupos com 28 semanas ou mais apresentaram aumentos significativos, as gestações entre 22 e 27 semanas exibiram uma ligeira redução, não significativa, ao longo do período — uma trajetória distinta que pode refletir a menor viabilidade e o maior risco materno da cesariana em idades gestacionais periviáveis, bem como um maior consenso clínico em torno do parto vaginal neste grupo. A taxa de cesariana nesse grupo mais precoce (~13%) permanece inferior aos 16,2% relatados para a cesariana em MF nos Estados Unidos em 2014,[16] embora sua estabilidade ao longo do tempo seja um achado relativamente favorável em um cenário que, de resto, apresenta aumento uniforme. A taxa foi mais elevada entre as gestações a termo, o que é consistente com a maior prevalência de condições maternas que podem justificar o parto cirúrgico em idades gestacionais avançadas — como distúrbios hipertensivos graves e descolamento placentário —, mas também com a maior exposição das gestações a termo às pressões institucionais e culturais que impulsionam as taxas de cesariana em nascidos vivos.[5,6]

As taxas de cesariana no parto de óbitos fetais variaram sistematicamente de acordo com características maternas e socioeconômicas, seguindo gradientes notavelmente semelhantes aos documentados para nascidos vivos no Brasil[4,20–23]. A idade materna apresentou um aumento progressivo nas taxas de cesariana, passando de 32,3% entre adolescentes com 15 anos ou menos para 50,6% entre mulheres com 30 a 39 anos, em consonância com os padrões observados nos nascidos vivos.[4,21,23] Um gradiente semelhante foi observado para o nível de escolaridade materna: mulheres com 12 ou mais anos de escolaridade apresentaram uma taxa de cesariana de 61,8% — quase o dobro daquela observada em mulheres com menos de quatro anos de escolaridade. Após ajuste multivariado, essa associação foi atenuada, mas permaneceu estatisticamente significativa (RPa=1,17), sugerindo que parte do efeito é explicada por fatores correlacionados, como idade e acesso à saúde privada, mas que a escolaridade materna captura dimensões adicionais que não são totalmente consideradas pelo modelo.[20,23,24] A gravidez múltipla foi associada a uma taxa de cesariana substancialmente mais elevada (75,1%; RPa=1,59), ligeiramente inferior aos 82% relatados para nascidos vivos no Brasil,[23] embora a comparação direta seja limitada, uma vez que o estado vital do co-feto no momento do parto não pode ser determinado.

A raça e a cor da pele não puderam ser avaliadas, pois essa informação foi registrada como desconhecida em 99,8% dos casos no banco de dados SIM-DOFET. Esse número não é uma limitação técnica no sentido convencional — é um achado por si só. A ausência quase total de dados sobre raça na Declaração de Óbito Fetal representa uma lacuna estrutural no sistema de estatísticas vitais do Brasil que afeta desproporcionalmente uma população já tornada invisível pela perda perinatal. As desigualdades raciais no acesso aos cuidados obstétricos estão bem documentadas no Brasil,[3,4,21] e sua avaliação no contexto da MF é justamente onde elas seriam mais informativas e mais ausentes.

O tipo de hospital, por natureza jurídica, é um dos fatores preditivos mais fortes das taxas de cesariana em nascidos vivos no Brasil, com taxas no setor privado ultrapassando 84% dos partos.[3,4,19,20] Em nossa análise, este foi o indicador independente mais forte para a cesariana em casos de MF após ajuste multivariado, com taxas de 41% em unidades públicas, subindo para 52,8% em hospitais filantrópicos e 67,5% em hospitais privados (RPa=1,25 e 1,47, respectivamente). A magnitude do efeito do setor privado sobre as taxas de cesariana, em um contexto em que o bem-estar fetal não é mais uma consideração clínica, ressalta até que ponto as dinâmicas

institucionais e financeiras moldam as decisões sobre a via de parto, independentemente da indicação obstétrica. A região geográfica apresentou variação bruta significativa, com as taxas mais baixas no Nordeste (41,9%) e as mais altas no Sul (55,1%) e no Centro-Oeste (52,8%); no entanto, após o ajuste, as diferenças regionais foram substancialmente atenuadas e o Sudeste perdeu totalmente a significância estatística — refletindo a distribuição geográfica desigual de hospitais privados, níveis de escolaridade materna e IDH municipal em todo o Brasil, em vez de efeitos regionais independentes. O IDH municipal apresentou uma associação direta com a cesariana, com taxas mais elevadas em municípios com índices de desenvolvimento mais altos — um padrão que reflete o gradiente socioeconômico bem documentado nos nascidos vivos,[23] e que se atenuou substancialmente após o ajuste para o tipo de hospital por natureza jurídica e a região, refletindo a concentração geográfica de instituições privadas em municípios mais ricos.

Além das próprias taxas, este estudo expõe uma limitação estrutural do sistema de vigilância de Declaração de Óbito Fetal (DO-Fetal) do Brasil que merece ser reconhecida como uma constatação substantiva, e não meramente como uma ressalva metodológica. A DO-Fetal carece de várias variáveis que são coletadas rotineiramente na Declaração de Nascido Vivo (DN) e que são essenciais para compreender as decisões sobre a via de parto: cesariana prévia, apresentação fetal, indução do trabalho de parto, cesariana planejada versus de emergência e indicação clínica para o procedimento. A classificação de Robson, endossada pela OMS,[19,23] não pôde ser aplicada a este conjunto de dados precisamente porque a DO-Fetal não registra as variáveis necessárias — principalmente a distinção entre partos vaginais anteriores e cesarianas anteriores, que é fundamental para o sistema e que, na DO-Fetal, não pode ser reconstruída a partir dos campos disponíveis. Essa distinção é fundamental para o sistema de Robson: um histórico de cesariana (o de Robson, Grupo 5) aumenta a probabilidade de repetição da cesariana mesmo no contexto de MF, enquanto um histórico de parto vaginal (Grupo 3) deve reduzi-la.[19,23] Essa deficiência estrutural do instrumento é agravada pelos problemas de qualidade encontrados na prática: ausências generalizadas e inconsistências em campos-chave — sendo o mais notável a ausência de 99,8% dos dados sobre raça/cor da pele — que restringem ainda mais as possibilidades analíticas disponíveis para pesquisadores que trabalham com esses registros. Os dois problemas se reforçam mutuamente: um instrumento que já era deficiente em conteúdo obstétrico é ainda mais prejudicado pela coleta de dados incompleta e pouco confiável em campo, resultando em um conjunto de dados que torna as mulheres enlutadas estatisticamente invisíveis na própria infraestrutura de estatísticas vitais do Brasil, como ocorre em outros países.[11,12] A ausência de informações obstétricas detalhadas nos sistemas de vigilância de morte fetal também pode ser interpretada como parte da posição historicamente periférica da natimortalidade nas agendas de saúde materna e perinatal, apesar de seu substancial impacto epidemiológico e psicossocial.

Recomendamos que o Ministério da Saúde do Brasil considere a revisão do instrumento DO-Fetal para incluir as variáveis obstétricas já presentes no DN. Essa mudança seria tecnicamente viável, não imporia nenhuma carga adicional aos profissionais de saúde além do que já é exigido para nascidos vivos e ampliaria substancialmente a capacidade do sistema de vigilância de morte fetal do Brasil de avaliar e melhorar a assistência obstétrica para uma de suas populações mais vulneráveis.

Além da vigilância e da pesquisa, esses achados têm implicações imediatas para a prática clínica. As barreiras sistêmicas, socioeconômicas, culturais e institucionais ao parto vaginal, que estão bem documentadas no Brasil,[3,5,6,19,20] não desaparecem quando o feto morre. Os mesmos hospitais, equipes e dinâmicas institucionais permanecem em vigor — assim como o contexto cultural e financeiro mais amplo que os sustenta. O modelo de propriedade dos hospitais, a maior exposição das mulheres à cesariana em ambientes privados e os incentivos institucionais do setor privado continuam a moldar a tomada de decisões obstétricas, mesmo na ausência de um nascimento de feto vivo a ser realizado.

Na morte fetal anteparto, a justificativa clínica para a cesariana é substancialmente reduzida: o bem-estar fetal — uma das justificativas mais comuns para o parto cirúrgico — não é mais um fator, e o parto vaginal apresenta o menor risco materno e preserva melhor a capacidade reprodutiva futura. Nesse contexto, as consequências maternas da cesariana desnecessária adquirem particular relevância ética, uma vez que os riscos reprodutivos de curto e longo prazo da cirurgia são incorridos sem a possibilidade de benefício fetal. A cesariana deve, portanto, ser reservada para casos com indicações maternas ou obstétricas formais.[10,15,25] Além das decisões clínicas individuais, as taxas persistentemente altas de cesarianas na MF anteparto também podem refletir mudanças estruturais mais amplas na prática obstétrica, incluindo possíveis reduções na familiaridade dos profissionais com o manejo de partos complexos, disponibilidade limitada de apoio contínuo durante o trabalho de parto e crescente dependência do parto cirúrgico como modalidade dominante de nascimento — tendências que podem corroer gradualmente a capacidade institucional de apoiar o parto vaginal, mesmo quando este é a opção preferida.

Além desses determinantes estruturais, o contexto da MF introduz aspectos específicos que podem contribuir ainda mais para o parto cirúrgico: dificuldades na comunicação com famílias enlutadas; incerteza e angústia moral entre as equipes de atendimento quanto à via de parto mais adequada, incluindo a percepção equivocada — por mais compassiva que seja a intenção — de que o parto vaginal possa ser cruel ou inadequado para uma paciente em luto; e o desconforto ou a sensação de fracasso terapêutico vivenciada pelos profissionais de saúde ao apoiar famílias enlutadas durante o trabalho de parto.[26–28]

Superar essas barreiras requer respostas institucionais e interpessoais. As equipes de atendimento devem estar preparadas com habilidades de comunicação para discutir as opções de via de parto de forma clara e compassiva — fornecendo informações honestas sobre riscos e benefícios, identificando preferências e apoiando a autonomia sem abandonar a orientação clínica.[12,13,27,28] No contexto emocionalmente carregado da MF, em que as famílias podem estar particularmente vulneráveis à deferência, garantir que a tomada de decisão compartilhada seja genuína, e não apenas nominal, torna-se ainda mais crítico. Protocolos institucionais para o manejo da MF anteparto — incluindo acesso a apoio contínuo durante o trabalho de parto, analgesia farmacológica eficaz, aconselhamento psicológico e de luto, e coordenação de equipe multidisciplinar — são essenciais para criar condições nas quais o parto vaginal não seja apenas clinicamente indicado, mas genuinamente acessível; quando adequadamente apoiado, ele também pode desempenhar um papel significativo no processamento do luto e nos resultados de saúde mental para as famílias enlutadas.[28,29]

Famílias que sofreram a perda de uma gravidez frequentemente relatam sentir-se menos priorizadas na assistência obstétrica em comparação com aquelas que tiveram partos com nascidos vivos[27] — e essa negligência parece se refletir na literatura científica. Pouco se sabe sobre as preferências das mulheres e das famílias em relação a via de parto nesse contexto, até que ponto essas preferências são levantadas e respeitadas, as atitudes e barreiras que moldam as decisões da equipe de atendimento, ou as consequências da via de parto para os resultados relacionados ao luto e à perda. É urgentemente necessária uma agenda de pesquisa futura centrada nas perspectivas e na autonomia das mulheres e famílias que enfrentam a morte fetal anteparto. O indicador aqui proposto — taxa de cesariana em casos de óbito fetal anteparto — poderia ser integrado às estruturas existentes para monitoramento da qualidade da assistência obstétrica no Brasil, juntamente com medidas já estabelecidas, como as taxas de cesariana específicas por grupo de Robson e os indicadores de morbidade materna grave. Garantir o acesso a cuidados baseados em evidências e respeitosos após a morte fetal também deve ser entendido como parte do quadro mais amplo dos direitos reprodutivos e da justiça obstétrica.

Este estudo apresenta várias limitações inerentes ao uso de dados administrativos secundários, incluindo subnotificação e registros incompletos. A exclusão de mortes fetais intraparto e partos ocorridos fora do hospital limita a generalização aos casos de óbito fetal anteparto em instituições de saúde. A ausência de dados limitou a análise multivariada a 71,7% dos casos a termo, introduzindo um potencial viés de seleção caso a ausência de dados não seja aleatória e, além disso, impossibilitou o uso de raça/etnia, conforme discutido acima. O DO-Fetal carece de variáveis obstétricas essenciais — incluindo cesariana prévia, apresentação fetal, indução do trabalho de parto e indicação clínica para cesariana. O desenho ecológico impede a inferência causal em nível individual.

Vários pontos fortes metodológicos distinguem este estudo de trabalhos anteriores na área. O uso de microdados em nível individual do Sistema Nacional de Informações sobre Mortalidade do Brasil — abrangendo um período de dez anos e vinculados aos dados de registros de unidades de saúde do CNES — permitiu o ajuste para o tipo de hospital conforme natureza jurídica, uma variável que raramente está disponível em estudos desse tipo e que se mostrou a preditora independente mais forte para cesariana no modelo multivariado. A restrição das análises multivariadas dos partos de óbitos fetais a termo minimizou o viés de confusão decorrente de indicações clínicas específicas para a idade gestacional. Análises de sensibilidade em diferentes períodos, tipos de gravidez e macrorregiões confirmaram a robustez dos principais resultados. Além de seus resultados específicos, este estudo traz uma contribuição mais ampla: propõe a taxa de cesariana em óbitos fetais anteparto como um indicador da qualidade da assistência obstétrica que é ao mesmo tempo mensurável com os sistemas de dados existentes e clinicamente significativo — um indicador que reflete a capacidade das instituições de saúde de apoiar o parto vaginal mesmo quando a justificativa mais comum para a intervenção cirúrgica, o bem-estar fetal, não está mais presente. A incorporação desse indicador às estruturas nacionais de monitoramento, juntamente com esforços para ampliar o conteúdo analítico do instrumento DO-Fetal, fortaleceria a capacidade do Brasil de avaliar e melhorar a assistência a um dos grupos mais vulneráveis e carentes na prática obstétrica.

Uso de inteligência artificial

De acordo com as recomendações atuais em matéria de transparência na publicação acadêmica, os autores

declaram que uma ferramenta de inteligência artificial generativa – Claude (Anthropic, São Francisco, CA, EUA) – foi utilizada durante a preparação deste manuscrito como ferramenta de apoio editorial e técnico. A sua utilização limitou-se aos seguintes objetivos: correção de erros ortográficos, gramaticais e sintáticos; melhoria da fluência e clareza da prosa académica em inglês; apoio na seleção e aplicação de métodos estatísticos, incluindo a escolha de modelos de regressão, coeficientes de correlação e critérios para a inclusão de variáveis – todos executados exclusivamente pelos autores utilizando software estatístico validado (R versão 4.x, R Core Team, Viena, Áustria), recorrendo aos pacotes read.dbc, dplyr, tidyr, ggplot2, sandwich, lmtest e car; verificação cruzada dos valores estatísticos apresentados (coeficientes β, valores p, R^2, razões de prevalência ajustadas, intervalos de confiança de 95% e variações em pontos percentuais) quanto à consistência interna com as tabelas de resultados e o texto; verificação, ponto por ponto, da conformidade com a lista de verificação STROBE (Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology) e preparação do material suplementar associado; e revisão da estrutura do manuscrito e da formatação da lista de referências para garantir a consistência com as diretrizes da revista.

A ferramenta de IA não esteve envolvida em nenhum dos seguintes aspetos: concepção ou conceitualização do estudo; coleta, extração ou gestão de dados; execução de análises estatísticas; pesquisa bibliográfica ou seleção de referências; formulação de conclusões científicas; ou qualquer componente do conteúdo intelectual do manuscrito.

Todo o conteúdo intelectual, análises científicas, interpretação dos resultados e conclusões apresentadas neste manuscrito são inteiramente da autoria dos autores humanos e permanecem da sua exclusiva responsabilidade. A versão final do manuscrito foi revista e aprovada por todos os autores antes da submissão. Em conformidade com as orientações atuais do Comité Internacional de Editores de Revistas Médicas (ICMJE) e do Comité de Ética em Publicações (COPE), a ferramenta de IA não é listada como autora, uma vez que a autoria requer uma responsabilidade que não pode ser atribuída a uma ferramenta de software.

Contribuição dos autores

Knobel R e Back ME: participaram em todas as fases do estudo, incluindo a concepção e o desenho, a coleta e análise de dados, a interpretação dos resultados e a redação do manuscrito.

Todeschini TC: coleta de dados, elaboração e revisão crítica do manuscrito.

Trapani Júnior A, Magalhães CG e Andreucci CB: elaboração do manuscrito, revisão crítica e análise de dados.

Todos os autores aprovaram a versão final do artigo e declaram os seus conflitos de interesses.

Disponibilidade dos dados

As bases de dados que servem de suporte a este estudo estão disponíveis ao público em https://datasus.saude.gov.br/

Referências

1. Sandall J, Tribe RM, Avery L, Mola G, Visser GH, Homer CS, *et al*. Short-term and long-term effects of caesarean section on the health of women and children. Lancet. 2018; 392 (10155): 1349-57. doi:10.1016/S0140-6736(18)31930-5

2. Ayres-de-Campos D, Simon A, Modi N, Tudose M, Saliba E, Wielgos M, *et al*. European Association of Perinatal Medicine, European Midwives Association Joint position statement: Caesarean delivery rates at a country level should be in the 15-20 % range. Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol. 2024; 294: 76-8. doi:10.1016/j.ejogrb.2024.01.005

3. Dias BAS, Leal MC, Esteves-Pereira AP, Nakamura-Pereira M. Variations in cesarean and repeated cesarean section rates in Brazil according to gestational age at birth and type of hospital. Cad Saúde Pública. 2022; 38: e00073621. Doi: https://doi.org/10.1590/0102-311XEN073621

4. Martinelli KG, Gama SGN, Almeida AHV, Nakamura-Pereira M, Santos ET. Prelabor cesarean section: the role of advanced maternal age and associated factors. Rev Saúde Pública. 2020; 55: 9. doi:10.11606/s1518-8787.2021055002530

5. Braga A, Sun SY, Zaconeta ACM, Junior AT, Luz AG, Osanan G, *et al*. Increase in cesarean sections in Brazil – a call to reflection. Rev Bras Ginecol Obstet. 2023; 45 (03): 109-12. doi:10.1055/s-0043-1768454

6. Ojong SA, Temmerman M, Nsahlai CJF, Gidion D, Kihara A. Why do cesarean delivery rates persistently rise despite evidence-based efforts to reduce them? Am J Obstet Gynecol. 2026; 233 (6 Suppl): S569–80. Doi:10.1016/j.ajog.2025.08.014

7. Sandall J, Soltani H, Gates S, Shennan A, Devane D. Midwife-led continuity models versus other models of care for childbearing women. Cochrane Database Syst Rev. 2016; 4 (4): CD004667. Doi:10.1002/14651858.CD004667.pub5

8. GBD 2021 Global Stillbirths Collaborators. Global, regional, and national stillbirths at 20 weeks' gestation or longer in 204 countries and territories, 1990–2021: findings from the Global Burden of Disease Study 2021. Lancet. 2024; 404 (10466): 1955–88. doi:10.1016/S0140-6736(24)01925-1

9. Rent S, Rocha T, Silva L, Souza JVP, Guinsburg R, Filho AC, *et al*. The Impact of Time, Region, and Income Level on Stillbirth and Neonatal Mortality in Brazil, 2000-2019. J Pediatr. 2023; 262: 113613. doi:10.1016/j.jpeds.2023.113613

10. Boyle A, Preslar JP, Hogue CJR, Silver RM, Reddy UM, Goldenberg RL, *et al*. Route of Delivery in Women With Stillbirth: Results From the Stillbirth Collaborative Research Network. Obstet Gynecol. 2017; 129 (4): 693–8. Doi:10.1097/AOG.0000000000001935

11. Zethof S, Christou A, Benova L, van Roosmalen J, van den Akker T. "Too much, too late": data on stillbirths to improve interpretation of caesarean section rates. Bull World Health Organ. 2022; 100 (4): 289–91. doi:10.2471/BLT.21.287539

12. Heazell AEP, Siassakos D, Blencowe H, Burden C, Bhutta ZA, Cacciatore J, *et al*. Stillbirths: economic and psychosocial consequences. Lancet. 2016; 387 (10018): 604–16. doi:10.1016/S0140-6736(15)00836-3

13. Arach AAO, Kiguli J, Nankabirwa V, Nakasujja N, Mukunya D, Musaba MW, *et al*. "Your heart keeps bleeding": lived experiences of parents with a perinatal death in Northern Uganda. BMC Pregnancy and Childbirth. 2022; 22 (1):491. doi:10.1186/s12884-022-04788-8

14. Zethof S, Christou A, Benova L, Beyuo TK, van Roosmalen J, van den Akker T. Out of sight, out of mind? Evidence from cross-sectional surveys on hidden caesarean sections among women with stillbirths in Ghana, 2007 and 2017. BMJ Glob Health. 2023; 8 (6): e011591. doi:10.1136/bmjgh-2022-011591

15. American College of Obstetricians and Gynecologists, Society for Maternal-Fetal Medicine in collaboration with, Metz TD, Berry RS, Fretts RC, Reddy UM, *et al*. Obstetric Care Consensus #10: Management of Stillbirth: (Replaces Practice Bulletin Number 102, March 2009). Am J Obstet Gynecol. 2020 Mar; 222 (3): B2–20. doi:10.1016/j.ajog.2020.01.017

16. Rossi RM, Hall ES, DeFranco EA. Mode of delivery in antepartum stillbirths. Am J Obstet Gynecol MFM. 2019; 1 (2): 156-64.e2. doi:10.1016/j.ajogmf.2019.03.008

17. Alsina M del R, Benova L, Kandeya B, Abeid M, Agossou C, Orsini N, *et al*. Caesarean section for stillborn babies, Benin, Malawi, Uganda and United Republic of Tanzania. Bull World Health Organ. 2025; 103 (9): 550–62. doi:10.2471/BLT.24.292424

18. Mucio B, Sosa C, Colomar M, Mainero L, Cruz CM, Chévez LM, *et al*. The burden of stillbirths in low resource settings in Latin America: Evidence from a network using an electronic surveillance system. PloS One. 2023; 18 (12): e0296002. doi:10.1371/abori.pone.0296002

19. Pires RCR, Leal MC, Silva AAM. Recent temporal trends in cesarean section rates in Brazil according to the Robson classification system. Cad Saúde Pública. 2025; 41 (8): e00154024. doi: 10.1590/0102-311XEN154024

20. Boerma T, Ronsmans C, Melesse DY, Barros AJD, Barros FC, Juan L, *et al*. Global epidemiology of use of and disparities in caesarean sections. Lancet. 2018; 392 (10155): 1341–8. doi: 10.1016/S0140-6736(18)31928-7

21. Gama SGN, Schilithz AOC, Leal MC, Carmo TT, Theme-Filha MM, Barros DC, *et al*. Maternal and perinatal outcomes in adolescents and women with advanced maternal age. Rev Saúde Pública. 59 (Suppl. 1): e9s. doi:10.11606/s1518-8787.2025059006538

22. Faruk MO, Arafat ME, Shanta SH. Socioeconomic, demographic, and cultural determinants of delivery by caesarian section in Ethiopia: Evidence from Ethiopia Mini Demographic and Health Survey 2019. PloS One. 2023; 18 (7): e0288022. doi:10.1371/journal.pone.0288022

23. Paixao ES, Bottomley C, Smeeth L, da Costa MCN, Teixeira MG, Ichihara MY, *et al*. Using the Robson classification to assess caesarean section rates in Brazil: an observational study of more than 24 million births from 2011 to 2017. BMC Pregnancy Childbirth. 2021; 21: 589. doi:10.1186/s12884-021-04060-5

24. Domingues RMSM, Dias MAB, Pereira MN, Torres JA, D'Orsi E, Pereira APE, *et al*. Processo de decisão pelo tipo de parto no Brasil: da preferência inicial das mulheres à via de parto final. Cad Saúde Pública. 2014; 30 (sup): S101–16. doi: https://doi.org/10.1590/0102-311X00105113

25. Garabedian C, Sibiude J, Anselem O, Attie-Bittach T, Bertholdt C, Blanc J, *et al*. Fetal death: Expert consensus of the French College of Obstetricians and Gynecologists. Int J Gynaecol Obstet. 2025 Mar; 168 (3): 999-1008. doi:10.1002/ijgo.16079

26. Persson M, Hildingsson I, Hultcrantz M, Kärrman Fredriksson M, Peira N, Silverstein RA, *et al*. Care and support when a baby is stillborn: A systematic review and an interpretive meta-synthesis of qualitative studies in high-income countries. PloS One. 2023; 18 (8): e0289617. doi:10.1371/journal.pone.0289617

27. Kuforiji O, Mills TA, Lovell K. Women's experiences of care and support following perinatal death in high burden countries: A metasynthesis. Women and Birth. 2023 Mar; 36 (2): e195–202. doi:10.1016/j.wombi.2022.07.170

28. Warland J, Pollock D, Collier A, Horey D, Boyle F. Parents' descriptions of laboring with an antepartum fetal death: Findings from the Birthing in Grief study. Aust N Z J Obstet Gynaecol. 2024; 64 (2): 133-40. doi:10.1111/ajo.13759

29. Höglund B, Hildingsson I. Is it possible for parents to endure a stillbirth? Initial experiences, perceptions and strategies: individual in-depth interviews in Sweden 2021-2023. BMC Pregnancy Childbirth. 2025 Jan; 25 (1): 4. doi:10.1186/s12884-024-07055-0

Recebido em 10 de Abril de 2026
Versão final apresentada em 13 de Junho de 2026
Aprovado em 16 de Junho de 2026

Editor Associado: Melania Amorim

Tabela Suplementar 1

Análises de sensibilidade — razão de prevalência ajustados (RPa; IC95%) obtidos a partir de uma regressão de Poisson com variância robusta.

Variáveis	S0: Modelo principal 2014–2023 (n=42,239)	S1: Restrito ao período 2019–2023 (n=19,103)	S2: Apenas gravidez única (n=41,218)
Idade materna (anos)			
20–29 (ref.)	1.00	1.00	1.00
<20 anos	0.82 (0.79–0.85)	0.82 (0.77–0.87)	0.81 (0.78–0.84)
30–39 anos	1.09 (1.07–1.11)	1.08 (1.05–1.11)	1.09 (1.07–1.12)
≥40 anos	1.04 (0.99–1.08)	1.04 (0.98–1.10)	1.04 (1.00–1.08)
Escolaridade materna (anos)			
8–11 (ref.)	1.00	1.00	1.00
≤7 anos	0.93 (0.91–0.96)	0.90 (0.87–0.93)	0.93 (0.91–0.96)
≥12 anos	1.17 (1.14–1.20)	1.13 (1.08–1.17)	1.17 (1.14–1.20)
Tipo de gravidez			
Única (ref.)	1.00	1.00	—[a]
Múltiplo	1.59 (1.53–1.65)	1.53 (1.44–1.62)	—[a]
Tipo de hospital por natureza jurídica			
Público (ref.)	1.00	1.00	1.00
Filantrópico	1.25 (1.22–1.28)	1.24 (1.20–1.28)	1.25 (1.22–1.28)
Privado	1.47 (1.43–1.51)	1.45 (1.39–1.51)	1.49 (1.44–1.53)
Região geográfica			
Nordeste (ref.)	1.00	1.00	1.00
Norte	1.11 (1.08–1.15)	1.10 (1.06–1.16)	1.11 (1.08–1.15)
Sudeste	1.15 (1.10–1.19)	1.12 (1.06–1.18)	1.15 (1.10–1.20)
Sul	0.99 (0.96–1.02)	0.95 (0.91–0.99)	0.99 (0.96–1.02)
Centro-Oeste	1.10 (1.06–1.15)	1.06 (1.01–1.12)	1.10 (1.06–1.15)
IDH municipal			
Baixo/Muito baixo (<0,600) (ref.)	1.00	1.00	1.00
Médio (0,600–0,699)	1.09 (1.05–1.13)	1.07 (1.02–1.12)	1.09 (1.05–1.13)
Alto/Muito alto (≥0,700)	1.07 (1.03–1.10)	1.07 (1.02–1.12)	1.06 (1.02–1.10)

Resultado: cesariana em casos de morte fetal anteparto a termo (≥37 semanas), Brasil, 2014–2023. Todos os modelos foram ajustados em função da idade materna, escolaridade, pluralidade, tipo de hospital, macrorregião e IDH municipal, exceto o S2 (excluindo a pluralidade; todas as observações eram gestações únicas). Categorias de referência: RPa = 1,00.
RPa = razão de prevalência ajustada; IC = intervalo de confiança; IDH = Índice de Desenvolvimento Humano.
S0 = modelo multivariável principal (2014–2023); S1 = restrito a 2019–2023; S2 = apenas gravidezes únicas, gravidezes múltiplas excluídas do modelo.
[a] Variável excluída do modelo (constante dentro do estrato).

Análises de sensibilidade — razão de prevalência ajustados (RPa; IC95%) estratificados por macrorregião.

Variáveis	Norte (n=6,022)	Nordeste (n=16,233)	Centro-Oeste (n=2,828)	Sudeste (n=12,944)	Sul (n=4,212)
Idade materna (anos)					
20–29(ref.)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
<20	0.87 (0.80–0.95)	0.84 (0.79–0.89)	0.78 (0.69–0.89)	0.76 (0.70–0.82)	0.84 (0.75–0.93)
30–39	1.08 (1.01–1.14)	1.07 (1.03–1.11)	1.12 (1.05–1.20)	1.15 (1.11–1.20)	1.00 (0.94–1.06)
≥40	1.01 (0.90–1.14)	0.95 (0.88–1.03)	0.95 (0.82–1.10)	1.14 (1.07–1.22)	1.06 (0.96–1.17)
Escolaridade materna (anos)					
8–11 (ref.)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
≤7	0.90 (0.85–0.96)	0.91 (0.87–0.94)	0.90 (0.82–0.97)	1.02 (0.97–1.06)	0.92 (0.86–0.99)
≥12	1.16 (1.07–1.26)	1.20 (1.13–1.26)	1.03 (0.95–1.12)	1.14 (1.09–1.20)	1.26 (1.18–1.34)
Tipo de gravidez					
Única (ref.)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Múltipla	1.66 (1.51–1.83)	1.52 (1.42–1.64)	1.43 (1.27–1.61)	1.63 (1.54–1.74)	1.60 (1.47–1.73)

Variáveis	Norte (n=6,022)	Nordeste (n=16,233)	Centro-Oeste (n=2,828)	Sudeste (n=12,944)	Sul (n=4,212)
Tipo de hospital por natureza jurídica					
Público (ref.)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Filantrópico	1.11 (1.01–1.21)	1.16 (1.11–1.21)	1.05 (0.97–1.14)	1.40 (1.34–1.46)	1.27 (1.18–1.37)
Privado	1.51 (1.40–1.63)	1.46 (1.39–1.54)	1.49 (1.39–1.61)	1.59 (1.51–1.67)	1.25 (1.14–1.38)
Municipal HDI					
Baixo/Muito baixo (ref.)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Médio	1.02 (0.96–1.10)	1.11 (1.06–1.15)	1.39 (0.96–2.02)	1.15 (0.96–1.38)	0.91 (0.53–1.57)
Alto/Muito alto	0.99 (0.92–1.06)	1.10 (1.04–1.15)	1.35 (0.93–1.95)	1.18 (0.99–1.41)	0.83 (0.48–1.43)

Resultado: cesariana em casos de morte fetal anteparto a termo (≥37 semanas), Brasil, 2014–2023. Cada coluna corresponde a um modelo independente restrito à respetiva macrorregião, ajustado em função da idade materna, do nível de escolaridade, da pluralidade, do tipo de hospital e do IDH municipal; macrorregião excluída (constante dentro do estrato).
RPa = razão de prevalência ajustada; IC = intervalo de confiança; IDH = Índice de Desenvolvimento Humano.
Os intervalos de confiança amplos para o IDH no Centro-Oeste, Sul e Sudeste refletem a baixa variabilidade do IDH municipal nessas regiões.

Tabela Suplementar 2

Tipo de parto em casos de morte fetal anteparto (MF) por faixa de idade gestacional e em nascimentos vivos a termo, Brasil, 2014–2023.

Ano	Parto Vaginal (n)	Cesárea (n)	Total (n)	Taxa de Cesárea (%)
MF 22–27 semanas				
2014	4,475	760	5,235	14.5%
2015	5,277	859	6,136	14.0%
2016	5,077	726	5,803	12.5%
2017	5,353	787	6,140	12.8%
2018	5,318	819	6,137	13.3%
2019	5,376	801	6,177	13.0%
2020	4,960	712	5,672	12.6%
2021	5,249	810	6,059	13.4%
2022	5,158	798	5,956	13.4%
2023	5,208	786	5,994	13.1%
MF 28–31 semanas				
2014	3,526	1,374	4,900	28.0%
2015	3,543	1,376	4,919	28.0%
2016	3,282	1,219	4,501	27.1%
2017	3,324	1,240	4,564	27.2%
2018	3,328	1,322	4,650	28.4%
2019	3,102	1,264	4,366	29.0%
2020	3,102	1,293	4,395	29.4%
2021	3,185	1,420	4,605	30.8%
2022	2,845	1,299	4,144	31.3%
2023	2,741	1,300	4,041	32.2%
MF 32–36 semanas				
2014	4,275	2,865	7,140	40.1%
2015	4,748	2,836	7,584	37.4%
2016	4,129	2,834	6,963	40.7%
2017	4,350	2,739	7,089	38.6%
2018	4,212	2,885	7,097	40.7%
2019	3,893	2,780	6,673	41.7%
2020	3,972	2,902	6,874	42.2%
2021	3,916	2,927	6,843	42.8%
2022	3,478	2,839	6,317	44.9%
2023	3,126	2,810	5,936	47.3%
MF 37 semanas				
2014	3,694	2,886	6,580	43.9%
2015	3,911	3,039	6,950	43.7%
2016	3,470	2,825	6,295	44.9%
2017	3,509	2,782	6,291	44.2%
2018	3,461	2,870	6,331	45.3%
2019	3,158	2,735	5,893	46.4%
2020	3,068	2,672	5,740	46.6%
2021	2,918	2,568	5,486	46.8%
2022	2,552	2,398	4,950	48.4%
2023	2,139	2,272	4,411	51.5%

Ano	Parto Vaginal (n)	Cesárea (n)	Total (n)	Taxa de Cesárea (%)
Nascimentos a termo				
2014	1,088,730	1,471,478	2,560,208	57.47%
2015	1,155,870	1,456,809	2,612,679	55.76%
2016	1,101,406	1,380,764	2,482,170	55.63%
2017	1,127,564	1,424,020	2,551,584	55.81%
2018	1,134,070	1,442,885	2,576,955	55.99%
2019	1,092,377	1,403,332	2,495,709	56.23%
2020	1,023,098	1,361,925	2,385,023	57.10%
2021	1,012,048	1,327,718	2,339,766	56.75%
2022	941,117	1,293,797	2,234,914	57.89%
2023	899,568	1,313,851	2,213,419	59.36%

Fonte: Sistema de Informações sobre Mortalidade – Declaração de Óbito Fetal (SIM–DOFET) e Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), Ministério da Saúde do Brasil. NV = nascidos vivos; MF = morte fetal. Os nascidos vivos a termo incluem todos os nascimentos com idade gestacional ≥ 37 semanas.