

Vander Direito Marinho

**Índice de Apgar no 5° minuto e sua  
associação com características maternas, do  
recém-nascido, da gestação e do parto.**

Niterói - RJ, Brasil

dezembro de 2023

**Vander Direito Marinho**

**Índice de Apgar no 5° minuto e sua  
associação com características  
maternas, do recém-nascido, da  
gestação e do parto.**

**Trabalho de Conclusão de Curso**

Monografia apresentada para obtenção do grau de Bacharel em  
Estatística pela Universidade Federal Fluminense.

Orientador(a): Prof. Dr. José Rodrigo de Moraes  
Co-Orientador(a): Dra. Patrícia Viana Guimarães Flores

Niterói - RJ, Brasil

dezembro de 2023

**Vander Direito Marinho**

**Índice de Apgar no 5º minuto e sua  
associação com características maternas, do  
recém-nascido, da gestação e do parto.**

Monografia de Projeto Final de Graduação sob o título “*Índice de Apgar no 5º minuto e sua associação com características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto.*”, defendida por Vander Direito Marinho e aprovada em dezembro de 2023, na cidade de Niterói, no Estado do Rio de Janeiro, pela banca examinadora constituída pelos professores:

---

**Prof. Dr. José Rodrigo de Moraes**  
Departamento de Estatística – UFF

---

**Dra. Patrícia Viana Guimarães Flores**  
Hospital Federal de Bonsucesso – HFB

---

**Profa. Dra. Jéssica Pronestino de Lima Moreira**  
Faculdade de Farmácia - UFF

---

**Profa. Ms. Ingrid Antunes da Silva**  
Universidade Federal Fluminense - UFF

Ficha catalográfica automática - SDC/BIME  
Gerada com informações fornecidas pelo autor

M337? Marinho, Vander Direito  
Índice de Apgar no 5º minuto e sua associação com  
características maternas, do recém-nascido, da gestação e  
do parto. / Vander Direito Marinho. - 2023.  
57 f.

Orientador: José Rodrigo De Moraes.  
Coorientador: Patrícia Viana Guimarães Flores.  
Trabalho de Conclusão de Curso (graduação)-Universidade  
Federal Fluminense, Instituto de Matemática e Estatística,  
Niterói, 2023.

1. Regressão logística. 2. Índice de Apgar. 3. Sistema de  
informação de saúde. 4. Produção intelectual. I. De  
Moraes, José Rodrigo, orientador. II. Guimarães Flores,  
Patrícia Viana, coorientadora. III. Universidade Federal  
Fluminense. Instituto de Matemática e Estatística. IV.  
Título.

CDD - XXX

# Resumo

A avaliação da vitalidade e a atenção imediata ao nascimento são de extrema importância para promover o bem-estar do recém-nascido. O índice de Apgar é considerado um método adequado de avaliação rápida do estado de saúde do bebê, realizado logo após o parto, sendo também adotado para avaliar a necessidade de intervenção médica e o prognóstico após o período neonatal. Utilizando os dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC 2021), este trabalho teve como objetivo avaliar a associação entre as características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto com o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto de vida, e comparar as associações entre dois estratos municipais: capital e demais municípios do Estado do Rio de Janeiro. Inicialmente, o índice de Apgar foi considerado como um desfecho politômico com três categorias (baixo: 0 a 3, moderado: 4 a 6, e normal: 7 a 10), e modelado via regressão logística multinomial. Entretanto, dada a baixa capacidade discriminatória deste modelo, o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto foi dicotomizado em “baixo/moderado” (índice < 7) versus “normal” (índice  $\geq$  7), e procedeu-se à análise de regressão logística binária, assim como em outros estudos que consideraram o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto inferior a 7 como desfecho desfavorável. Empregando o modelo logístico binário ajustado por Máxima Verossimilhança Penalizada, com o método de redução de viés de Firth, observou-se que em ambos os estratos municipais, bebês do sexo masculino, nascidos de mães sem ensino superior completo e nascidos de mulheres nulíparas apresentaram maiores chances de receberem índices de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto baixo/moderado (< 7), com a escolaridade materna (ensino superior incompleto) e a nuliparidade estando mais fortemente associadas ao desfecho na capital. Na capital do Estado do Rio de Janeiro, verificou-se ainda que a raça/cor não branca da mãe ( $OR = 1,510; p - valor = 0,004$ ) e a realização de menos de seis consultas de pré-natal ( $OR = 1,431; p - valor = 0,037$ ) se mostraram associadas a um índice de Apgar baixo/moderado aos cinco minutos de vida. A raça materna e a consulta pré-natal não apresentaram efeito significativo no estrato dos demais municípios, mas o tipo de parto vaginal ( $OR = 1,462; p - valor < 0,001$ ) e a prática de indução do trabalho de parto ( $OR = 1,322; p - valor = 0,024$ ) foram fatores associados com um escore de Apgar inferior a 7 no 5<sup>o</sup> minuto neste estrato. Conclui-se sobre a necessidade de implementação de ações para proporcionar um maior acesso das gestantes a uma assistência e acompanhamento pré-natal de qualidade, sobretudo na capital do Estado do Rio de Janeiro. É necessário ainda o emprego de políticas voltadas para a melhoria das condições sociais da população, bem como a realização de práticas de educação em saúde específicas para mulheres e gestantes.

Palavras-chave: Regressão logística. Sistema de informação em Saúde. Índice de Apgar.

# Sumário

## Lista de Tabelas

<b>1</b>	<b>Introdução</b>	p. 8
<b>2</b>	<b>Objetivos</b>	p. 12
2.1	Objetivo Geral . . . . .	p. 12
2.2	Objetivos Específicos . . . . .	p. 12
<b>3</b>	<b>Materiais e Métodos</b>	p. 13
3.1	Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) . . . . .	p. 13
3.2	Declaração de Nascidos Vivos . . . . .	p. 13
3.3	População de estudo . . . . .	p. 15
3.4	Variáveis de estudo . . . . .	p. 15
3.4.1	Índice de Apgar no 5 <sup>o</sup> minuto . . . . .	p. 15
3.4.2	Características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto . . . . .	p. 15
3.5	Modelo de regressão logística multinomial . . . . .	p. 16
3.5.1	Especificação do modelo . . . . .	p. 16
3.5.2	Método de máxima verossimilhança (MV) . . . . .	p. 17
3.5.3	Intervalo de confiança para os parâmetros do modelo . . . . .	p. 18
3.5.4	Chances(Odds) e Probabilidade . . . . .	p. 18
3.5.5	Teste de significância dos parâmetros . . . . .	p. 20
3.5.5.1	Teste de Wald individual . . . . .	p. 20

3.5.5.2	Teste de Wald geral . . . . .	p. 21
3.5.6	Razão de chances e seu intervalo de confiança . . . . .	p. 23
3.5.7	Medidas de qualidade do modelo . . . . .	p. 24
3.6	Modelo de regressão logística binária . . . . .	p. 25
3.6.1	Método de máxima verossimilhança (MV) . . . . .	p. 26
3.6.2	Curva ROC . . . . .	p. 27
3.6.3	Método de máxima verossimilhança penalizada (MVP) . . . . .	p. 28
<b>4</b>	<b>Análise dos Resultados</b>	p. 31
<b>5</b>	<b>Discussão dos resultados</b>	p. 48
5.1	Conclusão . . . . .	p. 52
	<b>Referências</b>	p. 53
<b>6</b>	<b>Anexo</b>	p. 57

# Lista de Tabelas

1	Tabela $J \times J$ classificação dos elementos segundo as categorias observadas e preditas da variável resposta $Y$ (matriz de confusão) . . . . .	p. 24
2	Tabela $2 \times 2$ com a classificação dos elementos segundo as categorias observadas e preditas da variável resposta $Y$ , para $J = 2$ (matriz de confusão). . . . .	p. 28
3	Distribuição percentual dos recém-nascidos segundo o índice de Apgar no 5 <sup>o</sup> minuto, 2021. . . . .	p. 31
4	Distribuição percentual dos recém-nascidos por índice de Apgar no 5 <sup>o</sup> minuto (baixo, moderado e normal) segundo as características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto. Capital do Estado do Rio de Janeiro, 2021. . . . .	p. 33
5	Resultados do ajuste do modelo logístico multinomial (completo) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo versus normal (Equação 1) e da chance de ter Apgar moderado versus normal (Equação 2), considerando todas as variáveis explicativas. Capital do Estado do Rio de Janeiro, 2021.	p. 34
6	Resultados do ajuste do modelo logístico multinomial (selecionado) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo versus normal (Equação 1) e da chance de ter Apgar moderado versus normal (Equação 2), considerando as variáveis explicativas selecionadas. Capital do Estado do Rio de Janeiro, 2021. . . . .	p. 35
7	Distribuição percentual dos recém-nascidos por índice de Apgar no 5 <sup>o</sup> minuto (baixo, moderado e normal) segundo as características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto. Demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2021. . . . .	p. 37

8	Resultados do ajuste do modelo logístico multinomial (completo) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo versus normal (Equação 1) e da chance de ter Apgar moderado versus normal (Equação 2), considerando todas as variáveis explicativas. Demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2021. . . . .	p. 38
9	Resultados do ajuste do modelo logístico multinomial (selecionado) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo versus normal (Equação 1) e da chance de ter Apgar moderado versus normal (Equação 2), considerando as variáveis explicativas selecionadas. Demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2021. . . . .	p. 39
10	Resultados do ajuste do modelo logístico binário (selecionado e completo) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo/moderado versus normal. Capital do Estado do Rio de Janeiro, 2021. . . . .	p. 41
11	Resultados do ajuste do modelo logístico binário (selecionado e completo) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo/moderado versus normal. Demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2021. . . . .	p. 43
12	Resultados do ajuste do modelo logístico binário com método de Firth (selecionado e completo), explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo/moderado versus normal. Capital do Estado do Rio de Janeiro, 2021. . . . .	p. 45
13	Resultados do ajuste do modelo logístico binário com método de Firth (selecionado e completo), explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo/moderado versus normal. Demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2021. . . . .	p. 46
14	Medidas da qualidade do ajuste do modelo logístico binário selecionado, segundo os dois estratos municipais. . . . .	p. 47
15	Medidas da qualidade do ajuste do modelo logístico binário com o método de Firth (selecionado), segundo os dois estratos de municípios. . . . .	p. 47

# 1 Introdução

Imediatamente após o nascimento, é realizado um exame físico rápido para avaliar a vitalidade do recém-nascido e a sua adaptação à vida extrauterina (Brasil, 2012). Uma boa vitalidade ocorre quando o recém-nascido é a termo, está respirando ou chorando, com tônus muscular bom e sem a existência de líquido amniótico meconial; e nesta situação não há necessidade de realização de manobras de reanimação (Brasil, 2012).

A avaliação da vitalidade e a atenção imediata ao nascimento são de extrema importância para promover o bem-estar do recém-nascido, uma vez que visa identificar situações de emergência que possam afetar as suas funções vitais, entre as quais destaca-se a situação de declínio cardiorrespiratório que exige equipamento apropriado e profissionais devidamente treinados para execução adequada de manobras de reanimação neonatal (Mota-Rojas et al., 2012).

O índice de Apgar, proposto pela médica e anestesiolegista Virginia Apgar em 1952, é considerado um método adequado de avaliação rápida do estado de saúde do recém-nascido, realizado logo após o parto, sendo também adotado para avaliar a necessidade de intervenção médica e o prognóstico do bebê após o período neonatal (Watterberg et al., 2015; Lai et al., 2017; Ajibo et al., 2022). O Índice (ou escala) de Apgar é geralmente aferido no bebê duas vezes, isto é, no 1º e no 5º minuto após o nascimento (Ajibo et al., 2022). Pode ser considerado um indicador do risco de morbimortalidade em recém-nascidos (Muniz et al., 2022). Valores de Apgar baixos estão associados a maiores riscos de mortalidade neonatal e infantil, e com deficiências neurológicas, inclusive paralisia cerebral, epilepsia e comprometimento cognitivo (Ehrenstein, 2009).

A pontuação final do índice de Apgar é obtida por meio da avaliação de cinco dimensões ou componentes: 1) Frequência cardíaca (batimentos cardíacos), 2) Esforço respiratório, 3) Irritabilidade reflexa, 4) Tônus muscular, e 5) Cor da pele. Cada dimensão tem três categorias de resposta com pontuações 0, 1 ou 2 (American Academy of Pediatrics, 2006).

Na dimensão “Frequência cardíaca”, o escore 0 indica que não há batimentos cardíacos; 1 indica que a frequência cardíaca é inferior a 100 batimentos por minuto e 2 equivale a mais de 100 batimentos por minuto. Na dimensão “Esforço respiratório” verifica-se o nível do choro do bebê, sendo que 0 indica respiração ausente; 1 indica que o bebê respira lentamente de forma irregular ou fraca, e 2 indica forte respiração/choro vigoroso. Na dimensão referente a “Irritabilidade reflexa”, 0 indica que não há reação a estímulos nervosos, 1 demonstra movimentos em resposta aos estímulos e 2 é indicativo de choro/espirros/tosse em resposta aos estímulos. Com relação ao “Tônus muscular”, 0 indica músculos flácidos e caídos, sem atividade; 1 indica que há flexão muscular e 2 indica que o bebê está ativo, com boa flexão. Por fim, quanto a “Cor da pele”, 0 indica que o bebê está pálido/azulado; 1 indica cianose nas extremidades e 2 que o bebê está rosado (American Academy of Pediatrics, 2006).

O Índice (ou escala) de Apgar no 1º e no 5º minuto de vida expressa-se numa pontuação final de 0 a 10, a partir do somatório dos escores obtidos nas cinco dimensões avaliadas. De modo geral, quanto mais alta a pontuação, melhor é o estado clínico (condições vitais) do bebê após o nascimento (Muniz et al.,2022).

Um índice de Apgar no 5º minuto no intervalo de 7 a 10 indica que o bebê tem um estado de saúde normal, mas se o valor do índice for menor do que 7, o recém-nascido continua sendo monitorado e reavaliado de 5 em 5 minutos por até 20 minutos de vida (Yeshaneh et al., 2021). Valores baixos (0 a 3) do índice de Apgar no 5º minuto indicam risco de mortalidade neonatal. No presente estudo, assim como em Lai et al.(2017), serão consideradas três categorias (níveis de vitalidade) para o índice de Apgar aos cinco minutos de vida: baixo (0, 1, 2 e 3), moderado (4, 5 e 6) e alto/normal (7, 8, 9 e 10).

Segundo Leal et al.(2014, p.18), “fatores da saúde materna que atuam durante o período gestacional influenciam os resultados da gravidez, e a assistência pré-natal de qualidade contribui para a redução de danos à gestante e ao recém-nascido.” Desse modo, o índice de Apgar, considerado como indicador amplamente difundido na avaliação da vitalidade neonatal em sala de parto (ScharDOSim et al, 2018), pode ser influenciado por uma multiplicidade de fatores que ocorrem antes e durante a gravidez (Yeshaneh et al., 2021). Neste sentido, estudos têm sido realizados para avaliar a associação entre um conjunto de fatores maternos e obstétricos e o índice de Apgar.

Dondé et al. (2020) concluíram que a realização de menos de seis consultas de acompanhamento pré-natal, parto cesáreo, presença de doença hipertensiva na gestação e de líquido amniótico meconial estão significativamente associados ao baixo índice de Apgar

no 5<sup>o</sup> minuto de vida. Já no estudo de Tavares et al. (2022), entre os fatores obstétricos, o parto vaginal foi o que apresentou chance de baixo escore de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto três vezes maior, em comparação ao parto cesáreo.

Prematuridade (idade gestacional inferior a 37 semanas), patologias na gestação, intercorrências no trabalho de parto e a ausência de acompanhante também foram fatores associados a uma maior chance de um recém-nascido ter baixo índice de Apgar (escore menor que 7) no 5<sup>o</sup> minuto (Santos et al., 2019). Yeshaneh et al. (2021), utilizando modelo de regressão logística multivariada, verificaram maior chance de baixo índice de Apgar entre mães anêmicas, residentes em área rural, que não tiveram acompanhamento pré-natal e sem apoio físico e emocional durante o trabalho de parto e parto. Recém-nascidos com baixo peso ao nascer também tiveram maiores chances de baixos escores de Apgar na análise multivariada.

Utilizando 465.964 gestações únicas e nascimentos das estatísticas perinatais de oito estados alemães, Straube et al (2010) avaliaram a associação entre o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto e uma multiplicidade de fatores maternos, dos quais foi observado que mulheres com sobrepeso e obesas (versus valor de índice de massa corporal normal), com idade superior a 35 anos (versus idade entre 20 a 35 anos) e sem nascidos vivos anteriores (versus um ou mais nascidos vivos anteriores) apresentaram maiores chances de baixos escores de Apgar. Os referidos autores não encontraram associação significativa de fatores socioeconômicos no índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto, tais como ocupação materna, trabalho durante a gravidez e país de origem.

Há críticas quanto ao uso isolado do índice de Apgar como preditor de disfunções neurológicas específicas (American Academy of Pediatrics, 2015). Além disso, o índice sofre influência de fatores como uso de medicamentos pela mãe, idade gestacional, condições neurológicas e cardiorrespiratórias do recém-nascido e por manobras de reanimação realizadas no recém-nascido (American Academy of Pediatrics, 2015). Desse modo, um escore de Apgar determinado durante uma situação de ressuscitação não é comparável a um escore avaliado para um bebê com respiração espontânea (American Academy of Pediatrics, 2006).

Segundo Weinberger et al. (2000), o índice de Apgar foi criado para avaliação de recém-nascidos a termo, isto é, com idade gestacional de 37 a 42 semanas; entretanto vêm sendo adotado com os mesmos critérios para bebês considerados prematuros (menos de 37 semanas de idade gestacional) ou com baixo peso ao nascer (menos de 2.500 gramas), apesar da controvérsia sobre a confiabilidade do índice de Apgar como medida de morbi-

mortalidade no período neonatal nestas populações. Em recém-nascidos a termo, valores baixos de Apgar podem estar refletindo as consequências da asfixia perinatal (Weinberger et al., 2000); e podem ser devidos a outras causas, além de lesão cerebral ou eventos intraparto (Odd et al. 2007).

Neste trabalho a modelagem do índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto foi realizada em dois estratos municipais (capital e demais municípios do Estado do Rio de Janeiro), visando identificar possíveis diferenças nas associações das características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto com um índice de Apgar desfavorável, tendo em vista eventuais particularidades no modelo de assistência ao parto nestes dois estratos. Como mostrado por Santos et al.(2019), no município do Rio de Janeiro (capital), a maioria dos estabelecimentos com assistência ao parto normal, se preocupa em realizar o parto humanizado.

## 2 Objetivos

### 2.1 Objetivo Geral

Avaliar a associação entre as características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto e o nível de vitalidade de recém-nascidos no Estado do Rio de Janeiro, utilizando o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto de vida.

### 2.2 Objetivos Específicos

- Avaliar a distribuição das características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto na capital e nos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro;
- Analisar a distribuição dos níveis de vitalidade (baixo, moderado, normal) dos recém-nascidos, segundo as características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto, na capital e nos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro;
- Identificar as características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto relacionadas com os níveis de vitalidade dos recém-nascidos, na capital e nos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro;
- Estimar a chance dos diferentes níveis de vitalidade dos recém-nascidos, considerando as características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto, nos dois estratos de municípios;
- Avaliar a qualidade do ajuste do modelo de regressão logística adotado para avaliar a associação entre as características de estudo e o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto dos recém-nascidos, em ambos os estratos municipais.

## 3 Materiais e Métodos

### 3.1 Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC)

O Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos foi criado em 1989, sob a vigência da Secretaria Nacional de Ações Básicas (SNABS), mas sua implantação efetiva deu-se a partir de 1991, já sob o apoio da Fundação Nacional de Saúde (Brasil, 2004). Seu objetivo é coletar dados em todos os municípios brasileiros sobre o nascimento e fornecer informações sobre as características dos nascidos vivos para todos os níveis do Sistema de Saúde.

O banco de dados do SINASC engloba informações importantes de variáveis socio-demográficas e de saúde sobre os recém-nascidos, além de características maternas, da gestação e do parto.

Sua coleta de dados é feita através da Declaração de Nascidos Vivos, que é preenchida logo após o nascimento por um profissional de saúde qualificado (Brasil, 2004). A Declaração de Nascidos Vivos é descrita na seção a seguir.

### 3.2 Declaração de Nascidos Vivos

Os dados do SINASC são provenientes do preenchimento da Declaração de Nascidos Vivos (DN), que é um documento padrão, de uso obrigatório em todo o território brasileiro, criado pelo Ministério da Saúde (Brasil, 2004). A DN é composto por 52 variáveis, dividida em oito grupos, sendo eles:

- Grupo 1) Identificação do recém-nascido;
- Grupo 2) Local da Ocorrência;
- Grupo 3) Mãe;

- Grupo 4) Pai;
- Grupo 5) Gestação e parto;
- Grupo 6) Anomalia congênita;
- Grupo 7) Preenchimento;
- Grupo 8) Cartório.

No **grupo 1**, encontra-se o nome do recém-nascido, seu peso (em gramas), data e hora de nascimento, seu sexo, o índice de Apgar feito no 1° e 5° minuto, além de uma pergunta sobre se foi ou não detectada alguma anomalia congênita. O **grupo 2** contém informações sobre o local de nascimento do recém-nascido, cujas alternativas são: hospital, domicílio, outros ou ignorados. Neste grupo há também, entre outras informações, o nome e o endereço do estabelecimento de saúde onde ocorreu o parto. O **grupo 3** apresenta características sobre a mãe: nome, escolaridade, cartão SUS, idade, ocupação habitual, data de nascimento, naturalidade, situação conjugal, raça e residência da mãe. No **grupo 4** encontra-se quesitos sobre o nome e a idade do pai. No **grupo 5**, são levantados dados relativos à gestação e ao parto. Desse modo, contém o histórico de gestações anteriores e sobre a gestação atual, possui a data da última menstruação (DUM), o número de semanas de gestação (se a DUM for ignorada), número de consultas de acompanhamento pré-natal, mês de gestação em que iniciou o pré-natal, tipo de gravidez e do parto, e a apresentação do feto. Adicionalmente, há as seguintes perguntas no grupo 5: “o trabalho de parto foi induzido?”, “Cesárea ocorreu antes do trabalho de parto iniciar?”, e “nascimento assistido por”. Cabe mencionar que informações sobre o parto e o tipo de gravidez devem ser obtidos do profissional de saúde que deu assistência ao parto ou baseadas no prontuário da gestante. O **grupo 6** é reservado para a descrição de todas as anomalias congênitas observadas no momento do parto do recém-nascido. O **grupo 7** refere-se à identificação do responsável pelo preenchimento da DN, contendo data do preenchimento, nome do responsável pelo preenchimento, função, tipo do documento, número do documento e órgão emissor. O **grupo 8**, por sua vez, é destinado a coletar os dados referentes ao cartório de registro civil onde foi efetuado o registro do nascimento, junto com a data do registro, tendo o nome do cartório, registro, data, município e UF (BRASIL, 2011). A DN se encontra no Anexo 1 deste TCC.

### 3.3 População de estudo

Foram considerados no presente estudo todos os bebês a termo, isto é, com idade gestacional de 37 a 42 semanas, e nascidos de gravidez única (não gemelar), no Estado do Rio de Janeiro, no ano de 2021, segundo o SINASC. Recém-nascidos prematuros (idade gestacional inferior a 37 semanas), com baixo peso ao nascer (menor do que 2.500 gramas) e com anomalias congênitas foram excluídos do estudo, bem como os recém-nascidos sem qualquer informação sobre as características de interesse e o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto.

### 3.4 Variáveis de estudo

#### 3.4.1 Índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto

Como desfecho de estudo, foi considerado o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto, que é obtido no Grupo 1 (Identificação do recém-nascido) do questionário da DN (Anexo 1), devendo ser preenchido por profissional de saúde.

O índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto é um indicador quantitativo do estado clínico de recém-nascidos que varia numa escala de 0 a 10. Para fins de análise, os valores do índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto foram agregados inicialmente em três categorias: baixo, moderado e normal. Foi considerado como índice de Apgar *baixo*, quando o recém-nascido recebia valores de 0 a 3; como índice *moderado*, para valores de 4 a 6; e foi classificado como índice *normal* quando os valores estavam compreendidos no intervalo de 7 a 10. Este desfecho também foi dicotomizado em "baixo/moderado" (valores de 0 a 6) e "normal" (7 a 10) em função dos resultados da análise de regressão logística multinomial.

#### 3.4.2 Características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto

As características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto foram consideradas como as variáveis explicativas dos modelos de regressão logística multinomial e binário. Estes modelos estatísticos são descritos nas seções 3.5 e 3.6.

Entre as características maternas, foram consideradas: *escolaridade materna* (No máximo ensino superior incompleto, Superior completo), *raça/cor* (Branca, Não branca), *Idade materna* (15 a 35 anos, mais de 35 anos), *situação conjugal* (Com companheiro, Sem companheiro).

Quanto às características do recém-nascido, foram incluídas o *sexo* do bebê (Masculino, Feminino) e o *peso* do bebê (Normal: de 2.500 g até 4.000 g, Macrosomia: maior do que 4.000 g).

No que se refere as características da gestação e do parto, foram consideradas: *Tipo de parto* (Vaginal, Cesáreo), *Número de consultas de acompanhamento pré-natal* (Até 5 consultas, 6 ou mais consultas), *Paridade* (nulípara, não nulípara) e *indução do trabalho de parto* (Sim, Não).

## 3.5 Modelo de regressão logística multinomial

O modelo de regressão logística multinomial é uma extensão do modelo logístico binário (Powers e Xie, 1999), podendo ser utilizado para analisar variáveis respostas categóricas com mais do que duas categorias, a partir de um conjunto de variáveis explicativas numéricas ou categóricas. Trata-se de um membro da classe dos modelos lineares generalizados, onde a distribuição da variável resposta (desfecho) é a distribuição multinomial e a função de ligação é a função logística.

No modelo logístico multinomial, uma das categorias é utilizada como categoria de referência, e todas as outras categorias são comparadas a ela. Desse modo, as estimativas pontuais de todos os parâmetros são dependentes da escolha da categoria de referência. Embora a sua escolha seja arbitrária, em estudos epidemiológicos, a categoria de menor risco é frequentemente adotada como categoria de referência (Kutner et al., 2005).

### 3.5.1 Especificação do modelo

$$\ln\left(\frac{p_{ij}}{p_{iJ}}\right) = \mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j \quad (3.1)$$

$$\ln\left(\frac{p_{ij}}{p_{iJ}}\right) = \beta_{j0} + \beta_{j1}x_{i1} + \beta_{j2}x_{i2} + \cdots + \beta_{j,k-1}x_{i,k-1}; \quad (3.2)$$

$j = 1, 2, \dots, J - 1$  e  $i = 1, 2, \dots, n$

onde:

$p_{ij} = P(Y_i = j)$  representa a probabilidade de que o  $i$ -ésimo elemento pertença à  $j$ -ésima categoria da variável resposta  $Y$ .

$p_{iJ} = P(Y_i = J)$  representa a probabilidade de que o  $i$ -ésimo elemento pertença à categoria de referência  $J$  da variável resposta  $Y$ .

$\mathbf{x}_i^t = (1, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{i,k-1})$  é um vetor de dimensão  $1 \times k$  composto por  $k-1$  variáveis independentes (covariáveis e/ou variáveis dummy para os níveis dos fatores) utilizadas no modelo referente ao  $i$ -ésimo elemento.

$\boldsymbol{\beta}_j = (\beta_{j0}, \beta_{j1}, \beta_{j2}, \dots, \beta_{j,k-1})$  é um vetor de dimensão  $k \times 1$  composto por  $k$  parâmetros desconhecidos que correspondem à  $j$ -ésima categoria da variável resposta ( $j$ -ésima equação).

### 3.5.2 Método de máxima verossimilhança (MV)

A estimação dos parâmetros do modelo logístico multinomial é realizada iterativamente usando o método de máxima verossimilhança (MV). O método de MV consiste em encontrar o valor de  $\boldsymbol{\beta}$  que maximiza a função de verossimilhança da amostra (Powers e Xie,1999). Portanto, no caso do modelo multinomial, pode-se definir a função verossimilhança da amostra da seguinte forma:

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n P(Y_i, \boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J P_{ij}^{Y_{ij}} \quad (3.3)$$

E o logaritmo da função de verossimilhança da amostra é dado por:

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}) = \ln \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J P_{ij}^{Y_{ij}} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J Y_{ij} \ln P_{ij} \quad (3.4)$$

Para maximizar o logaritmo da função de verossimilhança da amostra, calcula-se a primeira derivada parcial em relação a  $\boldsymbol{\beta}$ , como mostrado a seguir:

$$\frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}} \ln L(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J Y_{ij} \ln P_{ij} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}} \sum_{j=1}^J Y_{ij} \ln P_{ij} \quad (3.5)$$

Ao igualar a primeira derivada parcial de  $\ln L(\boldsymbol{\beta})$  em relação a  $\boldsymbol{\beta}$  a  $\mathbf{0}$ , obtém-se um sistema de equações de verossimilhanças, cuja solução é a estimativa de MV do vetor  $\boldsymbol{\beta}$ , denotado por  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{MV}$ . Como apontado por Kutner et al.(2005), como existem  $(J - 1)$  equações, ao resolver o sistema de equações, pode-se obter as estimativas de MV dos vetores dos parâmetros  $\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \dots, \boldsymbol{\beta}_{J-1}$ , sendo estas estimativas denotadas por  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_1, \hat{\boldsymbol{\beta}}_2, \hat{\boldsymbol{\beta}}_{J-1}$

A matriz estimada de variância-covariância assintótica das estimativas dos parâmetros

do modelo é obtida da iteração final como o inverso da matriz de informação de Fisher (negativo da matriz hessiana) (Powers e Xie,1999), como mostrado a seguir:

$$\widehat{\text{VAR}}(\hat{\beta}_{MV}) = \hat{\mathbf{I}}^{-1}(\hat{\beta}_{MV}) \quad (3.6)$$

Onde  $\hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta}_{MV}) = -\mathbf{H}(\hat{\beta}_{MV})$ , sendo  $\mathbf{H}(\hat{\beta}_{MV}) = \frac{\partial^2}{\partial \beta \partial \beta^t} \ln L(\beta)|_{\beta=\hat{\beta}_{MV}}$  uma matriz simétrica das derivadas de segunda ordem do logaritmo da função de verossimilhança avaliada no ponto  $\beta = \hat{\beta}_{MV}$ .

### 3.5.3 Intervalo de confiança para os parâmetros do modelo

As inferências sobre os coeficientes do modelo são baseadas na distribuição normal padrão assintótica, nas situações em que o tamanho da amostra é grande (KUTNER et al., 2005). Desse modo, no contexto do modelo de regressão multinomial,  $Z$  pode ser descrita por:

$$Z = \frac{\hat{\beta}_{js} - \beta_{js}}{\sqrt{\widehat{\text{VAR}}(\hat{\beta}_{js})}} \sim \mathbf{N}(0, 1); \quad (3.7)$$

$$j = 1, 2, \dots, J - 1; \quad s = 0, 1, 2, \dots, k - 1$$

onde  $Z$  é uma variável aleatória que tem distribuição normal padrão e  $\widehat{\text{VAR}}(\hat{\beta}_{js})$  é a variância estimada de  $\hat{\beta}_{js}$  obtida da diagonal principal da matriz definida (3.6).

A partir da expressão de  $Z$  (3.7), obtém-se diretamente os limites do intervalo de  $100(1 - \alpha)\%$  de confiança para o parâmetro  $\beta_{js}$ , dado como na equação (3.8):

$$IC_{\beta_{js}, 100(1-\alpha)\%} = \left[ \hat{\beta}_{js} \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{\text{VAR}}(\hat{\beta}_{js})} \right] \quad (3.8)$$

### 3.5.4 Chances(Odds) e Probabilidade

No modelo de regressão logística multinomial, o logaritmo da chance do  $i$ -ésimo elemento pertencer a categoria  $j$  ao invés da categoria  $J$  da variável resposta  $Y$ , é dado por:

$$\ln \left( \frac{p_{ij}}{p_{iJ}} \right) = \mathbf{x}_i^t \beta_j \quad (3.9)$$

e a chance do  $i$ -ésimo elemento pertencer a categoria  $j$  ao invés da categoria  $J$  da variável resposta  $Y$ , é dada por:

$$\frac{p_{ij}}{p_{iJ}} = e^{\mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j} \quad (3.10)$$

Isolando a probabilidade  $p_{ij}$  em 3.10, obtém-se a equação abaixo:

$$p_{ij} = p_{iJ} \cdot e^{\mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j} \quad (3.11)$$

Sabe-se que a soma das probabilidades associadas a todas as categorias da variável resposta  $Y$  é igual a unidade (3.12). Substituindo  $p_{ij}$ (3.11), por sua vez, na equação (3.12)

$$\sum_{j=1}^J p_{ij} = 1 \quad (3.12)$$

Obtém-se a seguinte igualdade:

$$p_{iJ} \sum_{j=1}^J e^{\mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j} = 1 \quad (3.13)$$

Desse modo, determina-se a seguinte expressão para  $p_{iJ}$ , que é a probabilidade do elemento  $i$  pertencer a categoria  $J$ :

$$p_{iJ} = \frac{1}{\sum_{j=1}^J e^{\mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j}} \quad (3.14)$$

Finalmente, para obter a expressão final de  $p_{ij}$ , substitui-se  $p_{iJ}$ (3.14) na equação (3.11), como mostrado a seguir:

$$p_{ij} = \frac{1}{\sum_{j=1}^J e^{\mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j}} e^{\mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j} = \frac{e^{\mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j}}{\sum_{j=1}^J e^{\mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j}} \quad (3.15)$$

De modo alternativo, como  $J$  é a categoria de referência ( $\boldsymbol{\beta}_J = \mathbf{0}$ ),  $p_{ij}$  pode ser escrita alternativamente do seguinte modo:

$$p_{ij} = \frac{e^{\mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j}}{1 + \sum_{j=1}^{J-1} e^{\mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_j}} \quad (3.16)$$

### 3.5.5 Teste de significância dos parâmetros

O teste de Wald será utilizado nesse estudo para avaliar a significância individual e geral dos parâmetros do modelo.

#### 3.5.5.1 Teste de Wald individual

No caso do teste de Wald de significância individual, seu objetivo é avaliar se o valor do parâmetro associado a uma variável explicada é ou não significativamente diferente de zero, sendo considerado o nível de significância  $\alpha$ . A seguir, serão consideradas as hipóteses a serem testadas, a estatística de teste, a região crítica e o critério de decisão do teste. Considere  $\beta_{js}$  como um parâmetro de modelo e  $\hat{\beta}_{js}$  o seu estimador.  $\hat{\beta}_{js}$  tem distribuição assintoticamente Normal com média  $\beta_{js}$  e variância estimada denotada por  $\widehat{VAR}(\hat{\beta}_{js})$ . Diante do exposto, tem-se que:

$$\hat{\beta}_{js} \sim N\left(\beta_{js}, \widehat{VAR}(\hat{\beta}_{js})\right) \quad (3.17)$$

As hipóteses estatísticas a serem avaliadas no teste de Wald individual são:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_{js} = 0 \\ H_1 : \beta_{js} \neq 0 \end{cases} \quad (3.18)$$

onde:  $\beta_{js}$  é o parâmetro (ou coeficiente) da variável explicativa  $x_s$  (covariável ou nível do fator) referente a  $j$ -ésima categoria da variável resposta (equação  $j$ ),  $\forall s = 0, 1, 2, \dots, k-1$  e  $j = 1, 2, \dots, J-1$ . Se  $s = 0$ , avalia-se a significância do intercepto  $\beta_{j0}$  do modelo na equação  $j$ .

A estatística do teste de Wald, construída sob a hipótese nula  $H_0$ , é dada por:

$$Z = \frac{\hat{\beta}_{js}}{\sqrt{\widehat{VAR}(\hat{\beta}_{js})}} \sim N(0, 1) \quad (3.19)$$

A região crítica do teste de Wald para um único parâmetro é dada por:

$$RC = \{z \in \mathbb{R} \mid |z| \geq z_{1-\alpha/2}\} \quad (3.20)$$

No que tange ao critério de decisão, caso o valor observado ( $z_{obs}$ ) da estatística de teste pertença a região crítica ( $RC$ ), a hipótese nula ( $H_0$ ) será rejeitada ao nível de significância de  $\alpha$ , ou seja, conclui-se que  $\beta_{js}$  é significativamente diferente de zero. Por outro lado, se

o valor observado da estatística de teste não pertencer a região crítica, não há evidências para rejeitar a hipótese  $H_0$ , e neste caso o parâmetro  $\beta_{js}$  não seria significativo para o modelo, ao nível de significância de  $100\alpha\%$ .

Ao invés da estatística do teste  $Z$ , o teste pode ser realizado utilizando a estatística  $W$ , dada por:

$$W = \frac{(\hat{\beta}_{js})^2}{\widehat{VAR}(\hat{\beta}_{js})} \sim \chi_1^2 \quad (3.21)$$

A estatística de teste  $W$ , segue uma distribuição assintótica Qui-quadrado com 1 grau de liberdade ( $\chi_1^2$ ). De acordo com Kutner et al.(2005), o teste de significância individual utilizando a estatística  $Z$  ou  $W$  é conhecido como teste de Wald.

### 3.5.5.2 Teste de Wald geral

Além do teste de Wald de significância individual, o teste de Wald de significância geral é extremamente útil para testar a hipótese nula de que múltiplos parâmetros são todos iguais a zero ou não. Neste contexto, o teste de Wald geral pode ser adotado, por exemplo, para testar a significância do efeito de variáveis explicativas categóricas com três ou mais categorias, situação em que é requerido a utilização de duas ou mais variáveis do tipo *dummy* no modelo estatístico.

Para testar a hipótese sobre múltiplos parâmetros, é comum denotar a hipótese nula  $H_0$  por  $\mathbf{L}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}$ . Deste modo, as hipóteses são formuladas da seguinte forma:

$$\begin{cases} H_0 : \mathbf{L}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0} \\ H_1 : \mathbf{L}\boldsymbol{\beta} \neq \mathbf{0} \end{cases} \quad (3.22)$$

onde:  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{k-1})'$  é o vetor de dimensão  $k \times 1$  que contém todos os parâmetros desconhecidos do modelo;  $\mathbf{L}$  é uma matriz de constantes de dimensão  $r \times k$  de posto completo  $r$  que define, por exemplo, quais parâmetros estão sendo testados;  $\mathbf{0}$  é um vetor nulo, de dimensão  $r \times 1$ .

Neste caso, a estatística de teste de Wald, é dada por:

$$W = (\mathbf{L}\hat{\boldsymbol{\beta}})'[\mathbf{L}\widehat{VAR}(\hat{\boldsymbol{\beta}})\mathbf{L}']^{-1}(\mathbf{L}\hat{\boldsymbol{\beta}}) \quad (3.23)$$

onde  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  é o estimador do vetor  $\boldsymbol{\beta}$  de parâmetros do modelo e  $\widehat{VAR}(\hat{\boldsymbol{\beta}})$  é a matriz es-

timada de variância-covariância assintótica dos estimadores dos parâmetros do modelo, com dimensão  $k \times k$ , já definida em 3.6.

A estatística de teste  $W$  segue assintoticamente uma distribuição Qui-quadrado com  $r$  graus de liberdade ( $\chi_r^2$ ), isto é,  $W \sim \chi_r^2$ .

A região crítica, denotada por  $RC$ , é a região composta pelos valores da estatística  $W$  que levaria a rejeição da hipótese nula  $H_0$ . No caso do teste de Wald geral, a região crítica é dada por:

$$RC = \{w \in \mathbb{R}/w \geq w_{\alpha,r}\} \quad (3.24)$$

Quanto a regra de decisão, se o valor observado da estatística  $W$  de Wald pertencer a  $RC$ , rejeita-se a hipótese nula  $H_0 : \mathbf{L}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}$  ao nível de significância  $\alpha$ . Caso contrário, não se deve rejeitar  $H_0 : \mathbf{L}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}$  ao nível de significância  $\alpha$ .

Para fins de ilustração, suponha um modelo com um total de 4 parâmetros, isto é,  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_3)^t$  é um vetor de dimensão  $4 \times 1$ . Suponha a situação em que se deseja testar o efeito geral de uma variável qualitativa com 3 categorias (isto é, 2 variáveis do tipo *dummy*). O objetivo é aplicar o teste de Wald geral para testar  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$ . Neste caso, a matriz  $\mathbf{L}$  e os vetores  $\mathbf{L}\boldsymbol{\beta}$  e  $\mathbf{0}$  são definidos da seguinte forma:

$$\mathbf{L} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}_{2 \times 4} \quad \text{é uma matriz de dimensão } 2 \times 4$$

$$\mathbf{L}\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}_{2 \times 4} \cdot \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix}_{4 \times 1} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix}_{2 \times 1} \quad \text{é um vetor de dimensão } 2 \times 1$$

$$\mathbf{0} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}_{2 \times 1} \quad \text{é um vetor de dimensão } 2 \times 1$$

Supondo agora a situação em que se deseja testar o efeito  $\beta_3$  de uma variável qualitativa com apenas 2 categorias (isto é, 1 variável *dummy*) incluída no modelo de quatro parâmetros:  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_3)^t$ . Neste caso, ao aplicar o teste de Wald geral, a matriz  $\mathbf{L}$  e os vetores  $\mathbf{L}\boldsymbol{\beta}$  e  $\mathbf{0}$  são definidos de forma a obter a mesma hipótese a ser avaliada no teste de Wald individual ( $H_0 : \beta_3 = 0$  versus  $H_1 : \beta_3 \neq 0$ ) descrito na seção anterior.

$$\mathbf{L} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{1 \times 4} \text{ é uma matriz de dimensão } 1 \times 4$$

$$\mathbf{L}\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{1 \times 4} \cdot \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix}_{4 \times 1} = \beta_3 \text{ é um escalar (matriz de dimensão } 1 \times 1)$$

$$\mathbf{0} = 0 \text{ é um escalar (matriz de dimensão } 1 \times 1)$$

### 3.5.6 Razão de chances e seu intervalo de confiança

A razão de chances, ou, em inglês, Odds Ratio ( $OR$ ), é uma medida que avalia a direção e a magnitude da associação entre as variáveis explicativas e a variável resposta. A razão de chances é calculada para cada uma das variáveis explicativas do modelo. Quando a variável explicativa é categórica, é possível obter uma medida de razão de chances para cada nível dessa variável em comparação com uma categoria de referência. O cálculo da razão de chances é dado por:

$$OR(j, J|x_{is}) = \frac{p_{ij}(x_{is}=1)}{p_{iJ}(x_{is}=1)} \div \frac{p_{ij}(x_{is}=0)}{p_{iJ}(x_{is}=0)}$$

$$OR(j, J|x_{is}) = \frac{e^{\beta_{j0} + \beta_{j1}x_{i1} + \dots + \beta_{js}(1) + \dots + \beta_{j,p-1}x_{i,p-1}}}{e^{\beta_{j0} + \beta_{j1}x_{i1} + \dots + \beta_{js}(0) + \dots + \beta_{j,p-1}x_{i,p-1}}}$$

$$OR(j, J|x_{is}) = e^{\beta_{js}} \quad (3.25)$$

Caso  $\beta_{js} > 0$ , a razão de chances será maior que 1, ou seja,  $OR(j, J|x_{is}) > 1$ . Isso quer dizer que a chance do elemento, alocado no grupo  $x_{is} = 1$ , pertencer à categoria  $j$  em vez da categoria de referencia  $J$  é  $[OR(j, J|x_{is}) - 1] \times 100\%$  maior que no grupo  $x_{is} = 0$ .

Caso  $\beta_{js} < 0$ , a razão de chances será menor que 1, ou seja,  $OR(j, J|x_{is}) < 1$ . Isso quer dizer que a chance do elemento, alocado no grupo  $x_{is} = 1$ , pertencer à categoria  $j$  em vez da categoria de referencia  $J$  é  $[OR(j, J|x_{is}) - 1] \times 100\%$  menor que no grupo  $x_{is} = 0$ .

Quando  $\beta_{js} = 0$ , a razão de chances  $OR(j, J|x_{is})$  é igual a 1. Isso indica que a chance do elemento pertencer à categoria  $j$  em vez da categoria de referência  $J$  é a mesma nos grupos com  $x_{js} = 1$  e  $x_{js} = 0$ . Em outras palavras, não há diferença na chance de pertencer à categoria  $j$  em vez de  $J$ , entre os dois grupos de comparação.

É possível também calcular o intervalo de confiança para a medida de razão de chances,

considerando o nível de confiança  $100(1 - \alpha)\%$ , dado por:

$$IC_{OR(j,J),100(1-\alpha)\%} = \left[ e^{\hat{\beta}_{js} \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{VAR}(\hat{\beta}_{js})}} \right] \quad (3.26)$$

### 3.5.7 Medidas de qualidade do modelo

Com base no modelo ajustado, é possível determinar as  $J$  probabilidades estimadas  $\hat{p}_{i1}, \hat{p}_{i2}, \dots, \hat{p}_{iJ}$  para cada categoria da variável resposta  $Y$  relacionada ao  $i$ -ésimo elemento da amostra. A partir dessas probabilidades estimadas, pode-se classificar o elemento como pertencente à categoria  $j$  quando essa categoria apresentar a probabilidade mais alta em comparação com as demais. Dessa forma, obtém-se as categorias preditas da variável resposta.

Tabela 1: Tabela  $J \times J$  classificação dos elementos segundo as categorias observadas e preditas da variável resposta  $Y$  (matriz de confusão)

Categorias Observadas	Categorias Preditas				Total
	$\hat{Y} = 1$	$\hat{Y} = 2$	...	$\hat{Y} = J$	
$Y = 1$	$f_{11}$	$f_{12}$	...	$f_{1J}$	$f_{1.}$
$Y = 2$	$f_{21}$	$f_{22}$	...	$f_{2J}$	$f_{2.}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\vdots$
$Y = J$	$f_{J1}$	$f_{J2}$	...	$f_{JJ}$	$f_{J.}$
Total	$f_{.1}$	$f_{.2}$	...	$f_{.J}$	$n$

sendo:

$f_{ij}$  representa o número de elementos correspondentes à  $i$ -ésima categoria observada e à  $j$ -ésima categoria predita de  $Y$ .

$f_{i.}$  representa o total de elementos da  $i$ -ésima categoria observada de  $Y$ .

$f_{.j}$  representa o total de elementos da  $j$ -ésima categoria predita de  $Y$ .

$n$  representa o total de elementos.

A partir da Tabela 1, é possível avaliar a qualidade do ajuste do modelo. A qualidade do ajuste pode ser avaliada ao calcular as taxas de classificação corretas do modelo ajustado para cada categoria observada da variável resposta  $Y$ . Essas taxas são conhecidas

como medidas de sensibilidade e são definidas pelas seguintes expressões:

$$\begin{aligned} S_1 &= P(\hat{Y} = 1|Y = 1) = \left(\frac{f_{11}}{f_{1.}}\right) \times 100 \\ S_2 &= P(\hat{Y} = 2|Y = 2) = \left(\frac{f_{22}}{f_{2.}}\right) \times 100 \\ &\quad \vdots \\ S_J &= P(\hat{Y} = J|Y = J) = \left(\frac{f_{JJ}}{f_{J.}}\right) \times 100 \end{aligned} \quad (3.27)$$

A taxa global de classificações corretas (acurácia) do modelo (TG) é calculada usando a seguinte fórmula:

$$TG = \left(\frac{f_{11} + f_{22} + \cdots + f_{JJ}}{n}\right) \times 100 \quad (3.28)$$

### 3.6 Modelo de regressão logística binária

O modelo de regressão logística binária, é um caso particular do modelo de regressão logística multinomial, descrito na seção 3.5, quando  $J = 2$  (duas categorias), sendo neste caso representado por apenas uma equação dada abaixo:

$$\ln\left(\frac{p_{i1}}{p_{i2}}\right) = \mathbf{x}_i^t \boldsymbol{\beta}_1 \quad (3.29)$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{p_{i1}}{p_{i2}}\right) &= \beta_{10} + \beta_{11}x_{i1} + \beta_{12}x_{i2} + \cdots + \beta_{1,p-1}x_{i,p-1}; \\ p_{i2} &= 1 - p_{i1} \text{ e } i = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (3.30)$$

Uma vez que este modelo foi aplicado considerando a variável resposta binária ( $J = 2$ ), a equação 3.30 pode ser simplificada excluindo o índice  $j = 1$  na representação dos parâmetros do modelo e da probabilidade  $p_{i1}$ , resultando na equação 3.31:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) &= \beta_0 + \beta_1x_{i1} + \beta_2x_{i2} + \cdots + \beta_{p-1}x_{i,p-1} \\ i &= 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (3.31)$$

onde:

$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)$  é o logaritmo da chance do  $i$ -ésimo elemento pertencer a categoria de interesse da variável resposta  $Y$ . Usando a equação 3.31, pode-se demonstrar que a expressão da probabilidade da categoria de interesse (sucesso) para o  $i$ -ésimo elemento da amostra,

é dado por:

$$p_i = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_{p-1} x_{i,p-1}}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_{p-1} x_{i,p-1}}} \quad (3.32)$$

### 3.6.1 Método de máxima verossimilhança (MV)

A estimação dos parâmetros do modelo logístico binário também é realizada usando o método de máxima verossimilhança (Powers e Xie,1999). No caso do modelo logístico binário, a função de verossimilhança da amostra é dada por:

$$\mathbf{L}(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n P(Y_i = y_i, \boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n p_i^{y_i} (1 - p_i)^{1-y_i} \quad (3.33)$$

Analogamente, aplicando o logaritmo da função de verossimilhança  $\mathbf{L}(\boldsymbol{\beta})$  obtém-se a expressão a seguir:

$$\begin{aligned} \ln \mathbf{L}(\boldsymbol{\beta}) &= \ln \prod_{i=1}^n P(Y_i = y_i, \boldsymbol{\beta}) = \ln \prod_{i=1}^n p_i^{y_i} (1 - p_i)^{1-y_i} = \sum_{i=1}^n \ln [p_i^{y_i} (1 - p_i)^{1-y_i}] \\ \ln \mathbf{L}(\boldsymbol{\beta}) &= \sum_{i=1}^n [y_i \ln p_i + (1 - y_i) \ln (1 - p_i)] \end{aligned} \quad (3.34)$$

Substituindo a expressão de  $p_i$  3.32 em 3.34, pode-se expressar o logaritmo da função de verossimilhança em função do vetor  $\boldsymbol{\beta}$ , resultando na equação abaixo:

$$\ln \mathbf{L}(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n [y_i x'_i \boldsymbol{\beta} - \ln(1 + e^{x'_i \boldsymbol{\beta}})] \quad (3.35)$$

Para maximizar o logaritmo da função de verossimilhança da amostra, calcula-se a primeira derivada parcial em relação a  $\boldsymbol{\beta}$ , obtendo assim a função escore  $\mathbf{U}(\boldsymbol{\beta})$ , isto é,

$$\frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}} \ln \mathbf{L}(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{U}(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n \left[ y_i x'_i - \frac{x'_i e^{x'_i \boldsymbol{\beta}}}{1 + e^{x'_i \boldsymbol{\beta}}} \right] = \sum_{i=1}^n [y_i - p_i] x'_i \quad (3.36)$$

Ao fazer  $\mathbf{U}(\boldsymbol{\beta})$ , obtêm-se o sistema de equações de verossimilhança, cuja solução resulta na estimativa de MV do vetor  $\boldsymbol{\beta}$ , denotada por  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{MV}$ . Ao contrário do modelo logístico multinomial, no modelo logístico com resposta binária somente há uma única equação a ser estimada ( $J - 1 = 2 - 1 = 1$ ), existindo, portanto,  $p$  estimativas de MV dos parâmetros do modelo, denotadas por:  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_{p-1}$ . De acordo com Powers e Xie (1999), a matriz estimada de variância-covariância dos estimadores de MV dos parâmetros do modelo logístico também é obtida calculando o inverso da matriz de informação de

Fisher:

$$V \hat{A}R(\hat{\beta}_{MV}) = [\hat{I}(\hat{\beta}_{MV})]^{-1} \quad (3.37)$$

onde:

$$\hat{I}(\hat{\beta}_{MV}) = -\mathbf{H}(\hat{\beta}_{MV}) = \frac{\partial^2}{\partial \beta \partial \beta'} \ln \mathbf{L}(\beta) \Big|_{\beta = \hat{\beta}_{MV}} = \sum_{i=1}^n p_i (1 - p_i) x_i x_i' \quad (3.38)$$

é uma matriz simétrica, com dimensão  $p \times p$ , de derivadas parciais de segunda ordem do logaritmo da função de verossimilhança em 3.35, avaliada no ponto  $\beta = \hat{\beta}_{MV}$ .

Os estimadores  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_{p-1}$  de máxima verossimilhança (MV) seguem uma distribuição assintoticamente normal, com estimativas de variâncias iguais aos elementos da diagonal principal do inverso matriz de informação de Fisher (Powers e Xie, 1999). Além disso, a estatística  $Z$ , representada em 3.39, segue uma distribuição assintoticamente normal com média 0 e variância 1 (distribuição normal padrão).

$$Z = \frac{\hat{\beta}_s}{\sqrt{\widehat{VAR}(\hat{\beta}_s)}} \quad (3.39)$$

Usando a estatística  $Z$  em (3.39), é possível realizar inferências sobre os parâmetros do modelo logístico binário, isto é, pode-se calcular intervalos de confiança para os parâmetros  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{p-1}$ , bem como para as medidas de razões de chances (odds ratio), definidas como  $OR = e^{\beta_s}; s = 1, 2, \dots, p - 1$ . A estatística  $Z$  também pode ser utilizada para aplicar testes de Wald de significância para os respectivos parâmetros.

Os procedimentos de cálculo dos intervalos de confiança e de realização dos testes de significância (Wald) no caso do modelo logístico binário são análogos ao do modelo logístico multinomial, já descritos nas seções 3.5.3, 3.5.5 e 3.5.6. Cabe mencionar ainda que medidas de qualidade do ajuste, tais como sensibilidade, especificidade e taxa global de classificações corretas (acurácia) também são frequentemente avaliadas para o modelo logístico binário. Estas métricas são obtidas com base numa tabela  $2 \times 2$  (onde  $J = 2$ ), que classifica as unidades da amostra segundo as categorias observadas e preditas da variável resposta  $Y$ .

### 3.6.2 Curva ROC

No caso do modelo logístico binário é comum a construção da Curva ROC, e o uso da área abaixo desta curva, como um indicador do poder discriminatório do modelo.

Tabela 2: Tabela  $2 \times 2$  com a classificação dos elementos segundo as categorias observadas e previstas da variável resposta  $Y$ , para  $J = 2$  (matriz de confusão).

Categoria observada	Categorias previstas		Total
	$\hat{Y} = 0$	$\hat{Y} = 1$	
$Y = 0$	$f_{00}$	$f_{01}$	$f_0$
$Y = 1$	$f_{10}$	$f_{11}$	$f_1$
Total	$f_0$	$f_1$	$n$

Em geral, quando a área sob a curva ROC é de 0,7 ou mais, o poder discriminatório é considerado satisfatório. Cabe mencionar ainda que, de acordo com Marôco (2010, p. 838), “um modelo com boas capacidades preditivas apresenta sensibilidade e especificidade superiores a 80%. Para porcentagens entre 50 e 80% o modelo tem capacidades preditivas razoáveis. Abaixo de 50% as capacidades preditivas são medíocres”.

A curva ROC é especialmente eficaz para analisar como um modelo classifica as instâncias das duas classes (positiva e negativa), e como esse processo se relaciona com a escolha do limite de decisão do modelo. Ela é construída plotando a sensibilidade (taxa de verdadeiros positivos) no eixo vertical e a taxa de falsos positivos (1 - especificidade) no eixo horizontal. Isso possibilita a visualização das mudanças no desempenho do modelo à medida que o limite de decisão é ajustado.

### 3.6.3 Método de máxima verossimilhança penalizada (MVP)

A estimação dos parâmetros do modelo logístico multinomial, do modelo logístico binário e de outros modelos lineares generalizados é geralmente realizada empregando o método de MV. Entretanto, no caso de amostras com classes desbalanceadas, como ocorre, por exemplo, quando o defeito é raro, as estimativas de MV dos parâmetros do modelo e as probabilidades estimadas são viciadas (Gosho et al., 2023 ; King e Zeng, 2001).

De acordo com Firth (1993), o vício das estimativas de MV pode ser reduzido através da modificação da função escore para a estimação dos parâmetros do modelo logístico binário, isto é, as estimativas dos parâmetros são obtidas por meio da penalização da função de verossimilhança usando a priori de Jeffreys (Kosmidis e Firth, 2021). Neste caso, é dito que o modelo foi ajustado por MVP usando o método de redução de viés, desenvolvido por Firth. Do exposto, a função de verossimilhança penalizada é dada por:

$$L^*(\beta) = L(\beta) \cdot |I(\beta)|^{\frac{1}{2}} \quad (3.40)$$

onde  $L(\boldsymbol{\beta})$  é a função de verossimilhança já definida em 3.33 e  $|\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta})|^{\frac{1}{2}}$  é o termo de penalização da função de verossimilhança conhecido como priori de Jeffreys, onde  $|\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta})| = \mathbf{det}[\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta})]$  é o determinante da matriz de informação de Fisher.

O logaritmo da função de verossimilhança penalizada, por sua vez, é dado por:

$$\ln L^*(\boldsymbol{\beta}) = \ln L(\boldsymbol{\beta}) + \frac{1}{2} \cdot |\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta})| \quad (3.41)$$

Desse modo, obtém-se a função de escore modificada (Guan e Fu, 2022), denotada por  $\mathbf{U}^*(\boldsymbol{\beta})$ , e dada na expressão a seguir:

$$\mathbf{U}^*(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}} L^* \ln(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{U}(\boldsymbol{\beta}) + \frac{1}{2} \cdot \text{traço} \left[ \mathbf{I}^{-1}(\boldsymbol{\beta}) \left( \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}} \ln(\boldsymbol{\beta}) \right) \right] \quad (3.42)$$

Igualando a função de escore modificada a zero, isto é,  $\mathbf{U}^*(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{0}$ , obtém-se um sistema de equações, cuja solução também é determinada pelo método iterativo de Newton-Raphson. Partindo de estimativas iniciais  $\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(0)}$  para os parâmetros do modelo, as estimativas são recalculadas em cada iteração até que as diferenças entre as estimativas de uma iteração e a seguinte sejam desprezíveis, isto é, até a convergência do algoritmo de estimação. Na  $r$ -ésima iteração, as estimativas de MVP são calculadas do seguinte modo:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(r)} = \hat{\boldsymbol{\beta}}^{(r-1)} + [\mathbf{I}(\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(r-1)})]^{-1} \cdot \mathbf{U}^*(\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(r-1)}) \quad (3.43)$$

Todas as análises estatísticas deste TCC foram realizadas usando o programa R (R Core Team, 2022) . O modelo de regressão logística binária com o método de redução de viés de Firth pode ser ajustado empregando o método de MVP através do comando `logistf`, pertencente ao pacote “`logistf`” (Heinze et al., 2023). Este comando é específico para o ajuste de modelo de regressão logística binária usando o método de redução de viés de Firth. Entretanto, neste trabalho optou-se por utilizar o comando `glm` especificando o método “`brglmFit`” e o tipo “`MPL Jeffreys`”, após a instalação do pacote “`brglm2`” (Kosmidis, 2023) , sendo este considerado mais eficiente computacionalmente do que o pacote `logistf`. O pacote `brglm2`, por ser mais geral que o pacote `logistf`, ou ainda que o próprio pacote `brglm` (Kosmidis, 2021) , possibilita a estimação e inferência para diferentes tipos de modelos lineares generalizados com base em diferentes métodos de redução de viés. Como já mencionado no presente trabalho utilizou o método de Firth para redução

de viés, baseado na priori de Jeffreys.

## 4 Análise dos Resultados

Tendo como fonte dos dados a base do SINASC do ano de 2021, a população do presente estudo foi composta por 133.949 nascidos vivos de gravidez única, filhos de mães residentes no estado do Rio de Janeiro no momento do parto, com peso ao nascer maior ou igual a 2.500g, com idade gestacional compreendida entre 37 e 42 semanas, que não apresentavam anomalias congênitas descritas em suas declarações de nascidos vivos e que tinham registro do índice de Apgar no 5º minuto de vida.

Na tabela 3, observou-se que 37,4% dos recém-nascidos eram provenientes do município do Rio de Janeiro(capital), enquanto 62,6% eram provenientes dos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro. Em ambos os estratos municipais, constatou-se que cerca de 99% dos recém-nascidos apresentaram índices de Apgar normal ( $score \geq 7$ ). Por outro lado, observou-se que 0,1% dos recém-nascidos tiveram índices de Apgar baixo em ambos os estratos de municípios. Já o percentual de recém-nascidos com Apgar moderado foi de 0,5% no município do RJ e de 0,4% nos demais municípios do Estado.

Tabela 3: Distribuição percentual dos recém-nascidos segundo o índice de Apgar no 5º minuto, 2021.

Estratos	% de recém-nascidos n = 133949	Índice de apgar		
		Baixo	Moderado	Normal
Capital	37,4	0,1	0,5	99,4
Demais cidades	62,6	0,1	0,4	99,5

Considerando o grupo de recém-nascidos da cidade do Rio de Janeiro, observou-se que 51,0% eram do sexo masculino, e dentre esses 99,3% tiveram índice de Apgar normal, enquanto apenas 0,7% tiveram Apgar baixo ou moderado. Cerca de 94% dos bebês nasceram com peso normal, e destes apenas 0,6% apresentam Apgar baixo ou moderado (Tabela 4).

Com relação as características maternas, 66,3% dos recém-nascidos eram filhos de

mulheres de raça/cor não branca, dos quais 0,7% tiveram índices de Apgar baixo ou moderado. Quanto a idade materna, 80,6% dos recém-nascidos eram filhos de mães com idade de 15 a 34 anos, e destes 0,6% tiveram Apgar baixo ou moderado. Com relação a situação conjugal, 65,5% dos recém-nascidos eram filhos de mulheres sem o companheiro, sendo que 0,7% apresentaram índices de Apgar baixo ou moderado.

No que tange à escolaridade materna, aproximadamente, 80% dos recém-nascidos eram filhos de mães com no máximo ensino superior incompleto, dos quais 0,6% tiveram escores de Apgar baixo ou moderado.

No que se refere as características da gestação e do parto, observou-se que: 90,6% dos recém-nascidos eram filhos de mães que fizeram seis ou mais consultas de acompanhamento pré-natal; 83,3% eram filhos de mães que não tiveram indução do trabalho de parto; 51,0% eram filhos de mulheres que realizaram parto vaginal e 60,8% eram filhos de mulheres não-nulíparas. Em todos estes grupos de recém-nascidos, também se observou percentuais de Apgar baixo ou moderado inferiores a 1%.

Tabela 4: Distribuição percentual dos recém-nascidos por índice de Apgar no 5º minuto (baixo, moderado e normal) segundo as características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto. Capital do Estado do Rio de Janeiro, 2021.

Variáveis	% de recém-nascidos n = 50107	Índice de apgar		
		Baixo	Moderado	Normal
<b>Sexo</b>				
Feminino	49,0	0,2	0,4	99,4
Masculino	51,0	0,1	0,6	99,3
<b>Peso</b>				
Macrossomia	6,2	0,1	0,7	99,2
Normal	93,7	0,2	0,4	99,4
<b>Idade</b>				
15 - 34 anos	80,6	0,1	0,5	99,4
35 anos ou +	19,4	0,1	0,4	99,5
<b>Raça da mãe</b>				
Branca	33,7	0,2	0,3	99,5
Não branca	66,3	0,1	0,6	99,3
<b>Escolaridade da mãe</b>				
Superior completo	19,8	0,1	0,2	99,7
Max. superior incompleto	80,2	0,1	0,5	99,4
<b>Situação Conjugal</b>				
Com companheiro	34,5	0,1	0,3	99,6
sem companheiro	65,5	0,1	0,6	99,3
<b>Consultas pré Natal</b>				
6 ou mais consultas	90,6	0,1	0,4	99,5
Até 5 consultas	9,4	0,1	0,7	99,2
<b>Trab. de parto induzido</b>				
Não	83,3	0,1	0,4	99,5
Sim	16,7	0,1	0,6	99,3
<b>Tipo de parto</b>				
Cesário	49,0	0,1	0,4	99,5
Vaginal	51,0	0,2	0,5	99,3
<b>Paridade</b>				
Não nulípara	60,8	0,1	0,4	99,5
Nulípara	39,3	0,2	0,6	99,2

A princípio foi ajustado o modelo logístico multinomial completo, considerando o índice de Apgar no 5º minuto com as três categorias originais (baixo, moderado, normal), cujos principais resultados são apresentados na Tabela 5. A partir do teste de Wald individual, observou-se para o município do RJ, que na equação 1 do modelo logístico multinomial completo nenhuma das variáveis apresentou associação estatisticamente significativa com a chance do bebê ter índice de Apgar baixo versus normal ( $p\text{-valor} > 0,05$ ). Já na equação 2, as seguintes características apresentaram associação significativa com a

chance do bebê ter Apgar moderado versus normal: peso ao nascer, sexo do bebê, raça da mãe, situação conjugal da mãe, consulta pré-natal e paridade (Tabela 5).

Tabela 5: Resultados do ajuste do modelo logístico multinomial (completo) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo versus normal (Equação 1) e da chance de ter Apgar moderado versus normal (Equação 2), considerando todas as variáveis explicativas. Capital do Estado do Rio de Janeiro, 2021.

Variáveis	modelo logístico multinomial completo			
	Equação 1: baixo vs normal		Equação 2: moderado vs normal	
	OR(IC95%)	p-valor	OR(IC95%)	p-valor
<b>Peso</b>				
Macrossomia	1	-	1	-
Normal	1,04(0,376-2,873)	0,940	0,629(0,403-0,983)	0,042
<b>Sexo</b>				
Feminino	1	-	1	-
Masculino	0,814(0,508-1,305)	0,393	1,469(1,126-1,916)	0,005
<b>Idade da mãe</b>				
15 - 35 anos	1	-	1	-
35 anos ou +	1,075(0,559-2,068)	0,827	1,247(0,854-1,821)	0,254
<b>Raça da mãe</b>				
Branca	1	-	1	-
Não branca	0,785(0,469-1,317)	0,360	1,897(1,34-2,686)	< 0,001
<b>Escolaridade da mãe</b>				
Superior completo	1	-	1	-
Máx superior incompleto	1,538(0,733-3,226)	0,255	1,56(0,962-2,528)	0,071
<b>Situação Conjugal</b>				
Com companheiro	1	-	1	-
Sem companheiro	0,908(0,524-1,573)	0,731	1,456(1,035-2,047)	0,031
<b>Consultas pré Natal</b>				
6 ou mais consultas	1	-	1	-
Até 5 consultas	0,902(0,385-2,115)	0,812	1,551(1,067-2,255)	0,021
<b>Trab. de parto induzido</b>				
Não	1	-	1	-
Sim	0,969(0,514-1,825)	0,921	1,103(0,796-1,53)	0,556
<b>Tipo de parto</b>				
Cesário	1	-	1	-
Vaginal	1,209(0,73-2,001)	0,461	1,042(0,79-1,374)	0,772
<b>Paridade</b>				
Não nulípara	1	-	1	-
Nulípara	1,196(0,728-1,963)	0,480	1,661(1,264-2,181)	< 0,001

Baseado no modelo logístico multinomial selecionado (equação 2), observou-se que, no município do Rio de Janeiro (capital), os bebês com peso normal tiveram menor chance de ter Apgar moderado em vez de normal, quando comparados aos bebês macrossômicos ( $OR = 0,628; p - valor = 0,040$ ). Bebês do sexo masculino tiveram maior chance de ter Apgar moderado em vez de normal, comparativamente aos bebês do sexo feminino ( $OR = 1,470; p - valor = 0,005$ ). Também se observou uma maior chance de ter Apgar moderado versus normal para recém-nascidos filhos de mulheres: não brancas ( $OR = 2,035; p - valor < 0,001$ ); sem companheiro ( $OR = 1,589; p - valor = 0,005$ ); que realizaram até 5 consultas pré-natal ( $OR = 1,565; p - valor = 0,018$ ); e nulíparas ( $OR = 1,581; p - valor = 0,001$ ) (Tabela 6).

Tabela 6: Resultados do ajuste do modelo logístico multinomial (selecionado) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo versus normal (Equação 1) e da chance de ter Apgar moderado versus normal (Equação 2), considerando as variáveis explicativas selecionadas. Capital do Estado do Rio de Janeiro, 2021.

Variáveis	modelo logístico multinomial selecionado			
	Equação 1: baixo vs normal		Equação 2: moderado vs normal	
	OR(IC95%)	p-valor	OR(IC95%)	p-valor
<b>Peso</b>				
Macrossomia	1	-	1	-
Normal	1,052(0,381-2,900)	0,923	0,628(0,403-0,979)	0,040
<b>Sexo</b>				
Feminino	1	-	1	-
Masculino	0,812(0,507-1,302)	0,388	1,470(1,126-1,918)	0,005
<b>Raça da mãe</b>				
Branca	1	-	1	-
Não branca	0,865(0,524-1,428)	0,569	2,035(1,45-2,856)	< 0,001
<b>Situação Conjugal</b>				
Com companheiro	1	-	1	-
Sem companheiro	1,051(0,63-1,752)	0,849	1,589(1,152-2,19)	0,005
<b>Consultas pré Natal</b>				
6 ou mais consultas	1	-	1	-
Até 5 consultas	0,943(0,403-2,206)	0,893	1,565(1,078-2,27)	0,018
<b>Paridade</b>				
Não nulípara	1	-	1	-
Nulípara	1,146(0,71-1,850)	0,577	1,581(1,215-2,056)	0,001

Com relação aos recém-nascidos provenientes das demais cidades do Estado do Rio de Janeiro, observou-se que 51,2% eram do sexo masculino e que 95,5% nasceram com peso normal. Com relação às características maternas, a maioria dos recém-nascidos eram filhos de mulheres: com idade de 15 a 34 anos (85,2%); de raça/cor não branca (69,0%); com no máximo ensino superior incompleto (87,2%); e que viviam sem companheiro (66,0%) (Tabela 7).

Com relação às características da gestação e do parto, 82,6% dos recém-nascidos eram filhos de mulheres que fizeram seis ou mais consultas pré-natal; 87,2% eram filhos de mães que não tiveram indução do trabalho de parto; 61,3% eram filhos de mulheres que foram submetidas a parto cesáreo e 63,8% eram filhos de mulheres não-nulíparas.

Para todos estes grupos mencionados de recém-nascidos, no estrato das demais cidades do Estado do Rio de Janeiro, foram observadas pequenas porcentagens de Apgar baixo e Apgar moderado, indicando que a grande maioria dos bebês (em torno de 99%) tiveram escores de Apgar normal.

Tabela 7: Distribuição percentual dos recém-nascidos por índice de Apgar no 5º minuto (baixo, moderado e normal) segundo as características maternas, do recém-nascido, da gestação e do parto. Demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2021.

Variáveis	% de recém-nascidos n = 83842	Índice de apgar		
		Baixo	Moderado	Normal
<b>Sexo</b>				
Feminino	48,8	0,1	0,4	99,5
Masculino	51,2	0,1	0,5	99,4
<b>Peso</b>				
Macrossomia	5,5	0,1	0,5	99,4
Normal	95,5	0,2	0,4	99,4
<b>Idade</b>				
15 - 34 anos	85,2	0,1	0,5	99,4
35 anos ou +	14,8	0,1	0,5	99,4
<b>Raça da mãe</b>				
Branca	30,9	0,1	0,5	99,4
Não branca	69,0	0,1	0,4	99,5
<b>Escolaridade da mãe</b>				
Superior completo	12,8	0,1	0,3	99,6
Max. superior incompleto	87,2	0,1	0,5	99,4
<b>Situação Conjugal</b>				
Com companheiro	34,0	0,1	0,3	99,6
Sem companheiro	66,0	0,2	0,4	99,4
<b>Consultas pré Natal</b>				
6 ou mais consultas	82,6	0,1	0,4	99,5
Até 5 consultas	17,4	0,2	0,4	99,4
<b>Trab. de parto induzido</b>				
Não	87,2	0,1	0,4	99,5
Sim	12,8	0,2	0,6	99,2
<b>Tipo de parto</b>				
Cesário	61,3	0,1	0,3	99,6
Vaginal	38,7	0,2	0,5	99,3
<b>Paridade</b>				
Não nulípara	63,8	0,1	0,4	99,5
Nulípara	36,2	0,1	0,5	99,4

Para o estrato dos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, observou-se, que na equação 1 do modelo logístico multinomial completo, apenas o tipo de parto apresentou associação significativa com a chance do bebê apresentar índice de Apgar baixo versus normal ( $p$ -valor = 0,011). Na equação 2, as seguintes variáveis apresentaram associação significativa com a chance do bebê ter Apgar moderado versus normal: sexo do bebê, indução de trabalho de parto, tipo de parto e paridade (Tabela 8).

Tabela 8: Resultados do ajuste do modelo logístico multinomial (completo) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo versus normal (Equação 1) e da chance de ter Apgar moderado versus normal (Equação 2), considerando todas as variáveis explicativas. Demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2021.

Variáveis	modelo logístico multinomial completo			
	Equação 1: baixo vs normal		Equação 2: moderado vs normal	
	OR(IC95%)	p-valor	OR(IC95%)	p-valor
<b>Peso</b>				
Macrossomia	1	-	1	-
Normal	3,237(0,797-13,145)	0,100	0,752(0,495-1,143)	0,182
<b>Sexo</b>				
Feminino	1	-	1	-
Masculino	1,452(0,998-2,113)	0,051	1,301(1,051-1,611)	0,016
<b>Idade da mãe</b>				
15 - 34 anos	1	-	1	-
35 anos ou +	1,301(0,746-2,268)	0,354	1,362(0,996-1,862)	0,053
<b>Raça da mãe</b>				
Branca	1	-	1	-
Não branca	1,081(0,697-1,676)	0,727	1,132(0,884-1,448)	0,326
<b>Escolaridade da mãe</b>				
Superior completo	1	-	1	-
Máx superior incompleto	2,410(0,939-6,186)	0,067	1,296(0,876-1,918)	0,195
<b>Situação Conjugal</b>				
Com companheiro	1	-	1	-
Sem companheiro	1,337(0,841-2,125)	0,220	1,137(0,885-1,461)	0,314
<b>Consultas pré Natal</b>				
6 ou mais consultas	1	-	1	-
Até 5 consultas	1,305(0,844-2,019)	0,231	0,967(0,727-1,286)	0,818
<b>Trab. de parto induzido</b>				
Não	1	-	1	-
Sim	1,055(0,63-1,769)	0,838	1,404(1,067-1,849)	0,016
<b>Tipo de parto</b>				
Cesário	1	-	1	-
Vaginal	1,657(1,12-2,451)	0,011	1,374(1,096-1,723)	0,006
<b>Paridade</b>				
Não nulípara	1	-	1	-
Nulípara	0,989(0,661-1,479)	0,955	1,51(1,209-1,886)	< 0,001

Na tabela 9 ao excluir as variáveis do modelo logístico multinomial completo, que não apresentaram efeito significativo ao nível de 5%, observou-se, para o estrato dos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, que além do tipo de parto, a escolaridade materna passou a apresentar associação significativa com a chance do recém-nascido ter Apgar baixo versus normal (equação 1). Quanto a equação 2 do modelo logístico multinomial

selecionado, observa-se que as mesmas variáveis apresentaram associação significativa com a chance do bebê ter Apgar moderado versus normal (sexo do bebê, tipo de parto e paridade), exceto a variável indução do trabalho de parto que perdeu a sua significância estatística (Tabela 9).

Do exposto, a partir do modelo logístico multinomial selecionado, observou-se, para o estrato dos demais municípios do Estado, uma maior chance de ter Apgar baixo em vez de normal (equação 1) para recém-nascidos: filhos de mães com no máximo ensino superior incompleto ( $OR = 2,673$ ;  $p - valor = 0,034$ ) e filhos de mulheres que realizaram parto vaginal ( $OR = 1,812$ ;  $p - valor = 0,002$ )(Tabela 9). Além disso, observou-se uma maior chance de ter Apgar moderado em vez de normal (equação 2) para recém-nascidos: do sexo masculino ( $OR = 1,313$ ;  $p - valor = 0,012$ ); filhos de mulheres que realizaram parto vaginal ( $OR = 1,440$ ;  $p - valor = 0,001$ ); e filhos de mães nulíparas ( $OR = 1,476$ ;  $p - valor < 0,001$ )(Tabela 9).

Tabela 9: Resultados do ajuste do modelo logístico multinomial (selecionado) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo versus normal (Equação 1) e da chance de ter Apgar moderado versus normal (Equação 2), considerando as variáveis explicativas selecionadas. Demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2021.

Variáveis	modelo logístico multinomial selecionado			
	Equação 1:		Equação 2:	
	baixo vs normal		moderado vs normal	
	OR(IC95%)	p-valor	OR(IC95%)	p-valor
<b>Sexo</b>				
Feminino	1	-	1	-
Masculino	1,429(0,982-2,078)	0,062	1,313(1,061-1,625)	0,012
<b>Escolaridade da mãe</b>				
Superior completo	1	-	1	-
Máx superior incompleto	2,673(1,08-6,619)	0,034	1,346(0,932-1,942)	0,113
<b>Tipo de parto</b>				
Cesário	1	-	1	-
Vaginal	1,812(1,248-2,631)	0,002	1,440(1,162-1,784)	0,001
<b>Paridade</b>				
Não nulípara	1	-	1	-
Nulípara	0,959(0,65-1,413)	0,831	1,476(1,193-1,825)	< 0,001

Ao avaliar a capacidade discriminatória dos modelos logísticos multinomial selecionados, para a capital e para o estrato dos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, observou-se que as acurácias em ambos os modelos foram de 99,4%, entretanto os dois modelos não conseguiram classificar corretamente nenhum recém-nascido nas categorias “baixo” e “moderado” do índice de Apgar, em função das pequenas porcentagens de recém-nascidos nestas duas categorias. Diante destes resultados, optou-se por dico-

tomizar o desfecho em “baixo/moderado” ( $indice < 7$ ) versus normal ( $indice \geq 7$ ), e ajustar o modelo logístico binário, a fim de estimar a chance do recém-nascido ter Apgar baixo/moderado (ao invés de normal), a partir do mesmo conjunto original de variáveis explicativas consideradas na regressão multinomial. As tabelas 10 e 11 apresentam os principais resultados dos ajustes dos modelos logísticos binários (completo e selecionado), considerando cada estrato municipal.

Usando o modelo logístico binário, observou-se, para a capital do Estado do Rio de Janeiro, que o sexo do bebê, a raça/cor da mãe, a escolaridade materna, número de consultas pré-natal e paridade foram características que permaneceram associadas estatisticamente com a chance do recém-nascido ter índice de Apgar baixo/moderado (em vez de normal). Os bebês do sexo masculino tiveram chance de ter Apgar baixo/moderado 29,3% maior do que os bebês do sexo feminino ( $OR = 1,293; p\text{-valor} = 0,028$ ). Os bebês nascidos de mulheres de raça/cor não branca tiveram chance de Apgar baixo/moderado 51,8% maior do que os bebês filhos de mães de raça branca ( $OR = 1,518; p\text{-valor} = 0,004$ ). Além disso, os recém-nascidos filhos de mulheres com escolaridade de no máximo ensino superior incompleto tiveram chance de ter Apgar baixo/moderado 69,4% maior que os recém-nascidos filhos de mães com ensino superior completo ( $OR = 1,694; p\text{-valor} = 0,006$ ) (Tabela 10).

Com relação as características da gestação e do parto, observou-se, na capital, que os recém-nascidos filhos de mães que realizaram até cinco consultas pré-natal tiveram chance de ter Apgar baixo/moderado 41,7% maior do que aqueles recém-nascidos cujas mães fizeram seis ou mais consultas pré-natal ( $OR = 1,417; p\text{-valor} = 0,044$ ). Os bebês nascidos de mulheres nulíparas também apresentaram chance de ter Apgar baixo/moderado 50,1% maior que os bebês filhos de mulheres não nulíparas ( $OR = 1,501; p\text{-valor} = 0,001$ ) (Tabela 10).

Tabela 10: Resultados do ajuste do modelo logístico binário (selecionado e completo) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo/moderado versus normal. Capital do Estado do Rio de Janeiro, 2021.

Variáveis	modelo completo		modelo selecionado	
	baixo/moderado vs normal	p-valor	baixo/moderado vs normal	p-valor
	OR(IC95%)		OR(IC95%)	
<b>Peso</b>				
Macrossomia	1	-		
Normal	0,694 (0,461-1,044)	0,079		
<b>Sexo</b>				
Feminino	1	-	1	-
Masculino	1,276(1,014-1,606)	0,038	1,293(1,028-1,626)	0,028
<b>Idade da mãe</b>				
15 - 34 anos	1	-		
35 anos ou +	1,203(0,866-1,670)	0,271		
<b>Raça da mãe</b>				
Branca	1	-	1	-
Não branca	1,485(1,118-1,972)	0,006	1,518(1,145-2,012)	0,004
<b>Escolaridade da mãe</b>				
Superior completo	1	-	1	-
Máx superior incompleto	1,546(1,032-2,316)	0,035	1,694(1,164-2,465)	0,006
<b>Situação Conjugal</b>				
Com companheiro	1	-		
Sem companheiro	1,284(0,963-1,713)	0,088		
<b>Consultas pré Natal</b>				
6 ou mais consultas	1	-	1	-
Até 5 consultas	1,399(0,994-1,969)	0,054	1,417(1,010-1,989)	0,044
<b>Trab. de parto induzido</b>				
Não	1	-		
Sim	1,072(0,802-1,434)	0,637		
<b>Tipo de parto</b>				
Cesário	1	-		
Vaginal	1,077(0,845-1,373)	0,549		
<b>Paridade</b>				
Não nulípara	1	-	1	-
Nulípara	1,537(1,211-1,952)	< 0,001	1,501(1,192-1,889)	0,001

Já para o estrato dos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, observou-se, a partir do modelo logístico binário, que as seguintes características apresentaram associação significativa com a chance do recém-nascido ter índice de Apgar baixo/moderado versus normal: sexo do bebê, escolaridade materna, indução do trabalho de parto, tipo de parto e paridade.

No estrato dos demais municípios do Estado, bebês do sexo masculino tiveram chance de ter apgar baixo/moderado 34,1% maior que o sexo feminino ( $OR = 1,341$ ;  $p - valor =$

0,002). Os bebês nascidos de mães com escolaridade de no máximo até superior incompleto tiveram chance de ter Apgar baixo/moderado 50,4% maior que os nascidos de mães com superior completo ( $OR = 1,504; p - valor = 0,018$ ). Filhos de mães que submeteram à indução de trabalho de parto tiveram a chance de ter apgar baixo/moderado 31,6% maior que bebês nascidos de mães que não realizaram indução de trabalho de parto ( $OR = 1,316; p - valor = 0,026$ ). Bebês nascidos de mães que fizeram o parto vaginal tiveram a chance de ter Apgar baixo/moderado 46,2% maior que os bebês nascidos com parto cesáreo ( $OR = 1,462; p - valor = 0,001$ ). E recém nascidos de mães nulíparas tiveram chance de ter Apgar baixo/moderado de 30,3% maior que os nascidos de mães não nulíparas ( $OR = 1,303; p - valor = 0,005$ ) (Tabela 11).

Tabela 11: Resultados do ajuste do modelo logístico binário (selecionado e completo) explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo/moderado versus normal. Demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2021.

Variáveis	modelo completo		modelo selecionado	
	baixo/moderado vs normal		baixo/moderado vs normal	
	OR(IC95%)	p-valor	OR(IC95%)	p-valor
<b>Peso</b>				
Macrossomia	1	-		
Normal	0,943(0,632-1,405)	0,772		
<b>Sexo</b>				
Feminino	1	-	1	-
Masculino	1,337(1,110-1,610)	0,002	1,341(1,114-1,615)	0,002
<b>Idade da mãe</b>				
15 - 34 anos	1	-		
35 anos ou +	1,343(1,023-1,765)	0,034		
<b>Raça da mãe</b>				
Branca	1	-		
Não branca	1,120(0,903-1,389)	0,302		
<b>Escolaridade da mãe</b>				
Superior completo	1	-	1	-
Máx superior incompleto	1,441(1,005-2,066)	0,047	1,504(1,072-2,111)	0,018
<b>Situação Conjugal</b>				
Com companheiro	1	-		
Sem companheiro	1,181(0,947-1,472)	0,139		
<b>Consultas pré Natal</b>				
6 ou mais consultas	1	-		
Até 5 consultas	1,055(0,831-1,339)	0,658		
<b>Trab. de parto induzido</b>				
Não	1	-	1	-
Sim	1,312(1,029-1,672)	0,028	1,316(1,033-1,678)	0,026
<b>Tipo de parto</b>				
Cesário	1	-	1	-
Vaginal	1,441(1,185-1,752)	< 0,001	1,462(1,209-1,768)	0,001
<b>Paridade</b>				
Não nulípara	1	-	1	-
Nulípara	1,365(1,124-1,657)	0,002	1,303(1,081-1,571)	0,005

Após ajustar o modelo logístico binário, usando o método de redução de viés de Firth, observou-se que as mesmas variáveis explicativas foram selecionadas, comparativamente ao modelo logístico binário sem o uso deste método. Com mínimas diferenças nos valores de ORs (diferença máxima absoluta de 2%) e p-valores do teste de Wald, tanto para a capital, como para os demais municípios do Estado do Rio de Janeiro.

Para a capital, com o uso do método de Firth, observou-se do mesmo modo que existe maior chance de Apgar baixo/moderado entre bebês: do sexo masculino ( $OR = 1,292$ ;  $p\text{-valor} = 0,028$ ); nascidos de mães de raça/cor não branca ( $OR = 1,510$ ;  $p = 0,004$ ); nascidos de mães com no máximo ensino superior incompleto ( $OR = 1,675$ ;  $p = 0,007$ ); filhos de mulheres que realizaram menos de 6 consultas pré-natal ( $OR = 1,431$ ;  $p = 0,037$ ) e de mulheres nulíparas ( $OR = 1,502$ ;  $p\text{-valor} = 0,001$ ) (Tabela 12).

No estrato das demais cidades, também observou-se com o uso do método de Firth maior chance de Apgar baixo/moderado entre bebês: do sexo masculino ( $OR = 1,340$ ;  $p\text{-valor} = 0,002$ ); nascidos de mães com no máximo ensino superior incompleto ( $OR = 1,487$ ;  $p = 0,021$ ); nascidos de mulheres que tiveram indução do trabalho de parto ( $OR = 1,322$ ;  $p = 0,024$ ); nascidos de mulheres por parto vaginal ( $OR = 1,462$ ;  $p < 0,001$ ) e de mulheres nulíparas ( $OR = 1,304$ ;  $p\text{-valor} = 0,005$ ) (Tabela 13).

Tabela 12: Resultados do ajuste do modelo logístico binário com método de Firth (selecionado e completo), explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo/moderado versus normal. Capital do Estado do Rio de Janeiro, 2021.

Variáveis	modelo completo		modelo selecionado	
	baixo/moderado vs normal		baixo/moderado vs normal	
	OR(IC95%)	p-valor	OR(IC95%)	p-valor
<b>Sexo</b>				
Feminino	1		1	-
Masculino	1,274(1,015-1,601)	0,037	1,292(1,028-1,623)	0,028
<b>Peso</b>				
Macrossomia	1			
Normal	0,682(0,457-1,02)	0,062		
<b>Idade</b>				
15 - 35 anos	1			
35 anos ou +	1,211(0,875-1,674)	0,248		
<b>Raça da mãe</b>				
Branca	1		1	-
Não branca	1,477(1,116-1,956)	0,006	1,510(1,142-1,998)	0,004
<b>Escolaridade da mãe</b>				
Superior completo	1		1	-
Max. superior incompleto	1,532(1,028-2,283)	0,036	1,675(1,154-2,429)	0,007
<b>Situação Conjugal</b>				
Com companheiro	1			
Sem companheiro	1,279(0,962-1,701)	0,091		
<b>Consultas pré Natal</b>				
6 ou mais consultas	1		1	-
Até 5 consultas	1,412(1,007-1,98)	0,045	1,431(1,023-2,0004)	0,037
<b>Trab. de parto induzido</b>				
Não	1			
Sim	1,079(0,809-1,439)	0,604		
<b>Tipo de parto</b>				
Cesário	1			
Vaginal	1,076(0,846-1,368)	0,553		
<b>Paridade</b>				
Não nulípara	1		1	-
Nulípara	1,538(1,213-1,949)	<0,001	1,502(1,194-1,888)	0,001

Tabela 13: Resultados do ajuste do modelo logístico binário com método de Firth (selecionado e completo), explicativo da chance do bebê ter Apgar baixo/moderado versus normal. Demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2021.

Variáveis	modelo completo		modelo selecionado	
	baixo/moderado vs normal		baixo/moderado vs normal	
	OR(IC95%)	p-valor	OR(IC95%)	p-valor
<b>Sexo</b>				
Feminino	1		1	-
Masculino	1,336(1,111-1,607)	0,002	1,340(1,114-1,613)	0,002
<b>Peso</b>				
Macrossomia	1			
Normal	0,926(0,625-1,374)	0,703		
<b>Idade</b>				
15 - 35 anos	1			
35 anos ou +	1,350(1,030-1,770)	0,030		
<b>Raça da mãe</b>				
Branca	1			
Não branca	1,117(0,902-1,383)	0,310		
<b>Escolaridade da mãe</b>				
Superior completo	1		1	-
Max. superior incompleto	1,427(0,999-2,039)	0,050	1,487(1,062-2,082)	0,021
<b>Situação Conjugal</b>				
Com companheiro	1			
Sem companheiro	1,178(0,947-1,466)	0,142		
<b>Consultas pré Natal</b>				
6 ou mais consultas	1			
Até 5 consultas	1,059(0,836-1,342)	0,634		
<b>Trab. de parto induzido</b>				
Não	1		1	-
Sim	1,317(1,035-1,677)	0,025	1,322(1,038-1,683)	0,024
<b>Tipo de parto</b>				
Cesário	1		1	-
Vaginal	1,441(1,186-1,750)	<0,001	1,462(1,209-1,767)	<0,001
<b>Paridade</b>				
Não nulípara	1		1	-
Nulípara	1,365(1,126-1,656)	0,002	1,304(1,082-1,571)	0,005

Posteriormente, ao avaliar a qualidade de ajuste dos modelos logísticos binários, pode-se observar que tanto para o modelo ajustado por MVP (com o método de Firth) quanto ajustado por MV (sem o método de Firth) foram obtidas medidas de qualidades similares (Tabelas 14 e 15). Embora, no estrato dos demais municípios, as medidas de sensibilidade e especificidade dos modelos estejam entre 50% e 80% como requerido, a acurácia não foi elevada, ficando em torno de 61%. Na capital do Estado do Rio de Janeiro, a especificidade foi de 49,7% (inferior a 50%) e a acurácia mais baixa (cerca de 50%). Quanto a área da curva ROC, não alcançou o limite de 0,7, indicando uma discriminação fraca.

Tabela 14: Medidas da qualidade do ajuste do modelo logístico binário selecionado, segundo os dois estratos municipais.

modelo logístico binário sem o método de Firth		
Medidas	Capital	Demais cidades
Sensibilidade	64,8%	52,6%
Especificidade	49,7%	61,4%
Acurácia	49,8%	61,3%
Ponto de corte ótimo	0,005502	0,005955
AUC	0,588	0,600

Tabela 15: Medidas da qualidade do ajuste do modelo logístico binário com o método de Firth (selecionado), segundo os dois estratos de municípios.

modelo logístico binário com o método de Firth		
Medidas	Capital	Demais cidades
Sensibilidade	64,8%	52,6%
Especificidade	49,7%	61,4%
Acurácia	50,0%	61,5%
Ponto de corte ótimo	0,005682	0,005880
AUC	0,588	0,600

## 5 Discussão dos resultados

No presente trabalho buscou-se avaliar a associação entre o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto e um conjunto de características dos próprios recém-nascidos, da mãe, da gestação e do parto, considerando dois estratos municipais: a capital e os demais municípios do Estado do Rio de Janeiro.

Inicialmente, o índice de Apgar foi considerado como um desfecho politômico com três categorias (baixo: 0 a 3, moderado: 4 a 6, e normal: 7 a 10), do mesmo modo como classificado no trabalho de Lai et al.(2017), e modelado via regressão logística multinomial. Entretanto, dada a baixa capacidade discriminatória deste modelo, o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto foi dicotomizado em “baixo/moderado” (índice  $< 7$ ) versus “normal” (índice  $\geq 7$ ), e a análise de regressão logística multinomial foi substituída pela regressão logística binária, sendo esta última também utilizada em outros estudos que consideraram o índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto inferior a 7 como desfecho desfavorável (Magalhães et al., 2023; Dondé et al., 2020; Tavares et al., 2022; Santos et al., 2019; Abukari et al., 2021).

A partir do modelo de regressão logística binária, empregando ou não o método de redução de viés de Firth, constatou-se, na capital, uma maior chance de índice de Apgar baixo/moderado para recém-nascidos: do sexo masculino, de mulheres de raça/cor não branca, de mulheres com escolaridade de no máximo ensino superior incompleto, de mulheres que realizaram menos de seis consultas pré-natal e mães nulíparas. Para o estrato dos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro, do mesmo modo, as variáveis sexo do bebê, escolaridade materna e paridade se mostraram associadas a uma maior chance do recém-nascido ter índice de Apgar baixo/moderado. Embora a raça/cor da mãe e o número de consultas pré-natal não tenham apresentado associação significativa com o desfecho no estrato dos demais municípios do Estado, outras duas características relativas ao parto (indução do trabalho de parto e parto vaginal) se mostraram associadas a uma maior chance do recém-nascido ter Apgar baixo ou moderado.

Da mesma forma que no estudo de Magalhães et al.(2023), foi observado que recém-

nascidos filhos de mães com escolaridade mais baixa apresentaram maiores chances de terem índices de Apgar inferiores a 7. A escolaridade materna é considerada um dos determinantes sociais para diversos desfechos neonatais adversos, incluindo o óbito neonatal (Daoud et al., 2014; Fonseca et al., 2017). A escolaridade materna reflete não só a posição socioeconômica, mas também o acesso à informação e à aquisição de conhecimento em assuntos de saúde, e a competência para resolução de problemas e para o uso otimizado dos recursos e serviços de saúde (Gakidou et al., 2010).

Tal como descrito por Lai et al. (2017) e por Straube et al. (2010), observou-se que filhos de mães nulíparas também apresentaram maiores chances de terem índice de Apgar abaixo de 7. Ou seja, o nascimento prévio de pelo menos um filho foi considerado um fator protetor para um índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto baixo/moderado. Uma possível explicação seria a maior duração do trabalho de parto entre as nulíparas quando comparadas às gestantes com partos anteriores (Brasil, 2022). Salustiano et al. (2012) avaliaram a associação entre índice de Apgar menor que sete no 5<sup>o</sup> minuto e fatores pré-natais em 27.252 nascimentos em uma população de baixo risco obstétrico. Embora a nuliparidade não estivesse associada ao índice de Apgar mais baixo no 5<sup>o</sup> minuto, os autores encontraram uma associação significativa entre este desfecho neonatal e a duração prolongada do período expulsivo. Altman et al. (2015), ao estudarem os nascidos vivos a termo de 32.796 nulíparas, também encontraram associação entre o aumento da duração do trabalho de parto e o risco de apresentar índice de Apgar baixo no 5<sup>o</sup> minuto.

Outros estudos também mostraram que bebês do sexo masculino possuem maior chance de terem Apgar no 5<sup>o</sup> minuto desfavorável (menor que 7) (Nagy et al., 2009; Muniz et al., 2022). Os mecanismos que contribuem para a maior prevalência de desfechos neonatais adversos entre nascidos vivos do sexo masculino ainda não foram completamente elucidados, mas, atualmente, acredita-se que estejam ligados a diferenças na composição dos cromossomos sexuais e a fatores hormonais, tais como diferenças no desenvolvimento pulmonar e vascular associadas aos níveis de testosterona circulantes no feto masculino (Zhao et al., 2017). Ainda de acordo com Zhao et al. (2017), as chances de piores desfechos neonatais, incluindo o índice de Apgar abaixo de sete no 5<sup>o</sup> minuto, podem ser observadas mesmo ao se compararem pares de gêmeos compostos por nascidos vivos de ambos os sexos, os quais compartilham o mesmos fatores relacionados à mãe, ao trabalho de parto e ao ambiente.

De acordo com Tavares et al. (2002), assim como o estudo de Magalhaes et al. (2023), o parto vaginal também foi identificado como fator associado a uma maior chance de

recém-nascido ter índice de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto de vida inferior a 7, e uma possível explicação apontada por estes últimos, é que, por causa da “cultura da cesariana”, pode ocorrer negligência ou imperícia na assistência adequada ao trabalho de parto via vaginal. No presente estudo, observou-se que o tipo de parto se mostrou associado ao maior risco de índice de Apgar baixo no 5<sup>o</sup> minuto apenas no estrato dos demais municípios do estado do Rio de Janeiro, o que pode corroborar a hipótese de acompanhamento menos adequado do trabalho de parto fora das capitais. Zaiden et al. (2020), empregando dados de partos realizados na região sudeste do Brasil, observou que a probabilidade de uma gestante ser submetida a cesariana eletiva era maior nas regiões fora das capitais, em hospitais com financiamento misto, de menor complexidade e com menos de 1500 partos por ano. No nosso estudo, embora os dados não permitam diferenciar as cesarianas eletivas daquelas com indicação clínica, observou-se que a frequência de cesarianas foi maior no estrato dos demais municípios (61,3%) quando comparada à frequência no município do Rio de Janeiro (49%).

Embora a natureza transversal do estudo não permita o estabelecimento de associações causais, o mesmo questionamento sobre a qualidade da assistência ao parto vaginal no estrato dos demais municípios do Rio de Janeiro pode ser extrapolado para a associação da indução do trabalho de parto e a maior chance de menores índices de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto de vida. A indução do trabalho de parto, com a utilização de técnicas como a amniotomia (ruptura artificial da membrana amniótica) e a administração de ocitocina, tem indicações clínicas específicas, em situações nas quais é necessário acelerar o trabalho de parto ou para evitar o parto com auxílio de instrumentos, como fórceps e vácuo-extrator (Leal et al., 2014; Brasil, 2022). Porém, a indução muitas vezes é utilizada na prática clínica apenas para acelerar o trabalho de parto, sem indicações válidas, denotando uma adesão ainda baixa às recomendações da Organização Mundial da Saúde (WHO, 2018) e do Ministério da Saúde (Brasil, 2022).

No estrato de nascimentos vivos na capital, foi observada uma associação entre raça/cor não branca e índices de Apgar menores que sete no 5<sup>o</sup> minuto, resultado também encontrado por Magalhães et al. (2023). Estes autores demonstraram que a cor da pele permanece como fator de risco em comparação com as mulheres brancas mesmo após o controle de outras variáveis. Leal et al. (2017), empregando dados oriundos do estudo “Nascer no Brasil: Pesquisa Nacional sobre Parto e Nascimento”, avaliaram as iniquidades na atenção pré-natal e ao parto de acordo com a raça/cor utilizando o método de pareamento baseado em escores de propensão. Foram identificadas disparidades raciais no processo assistencial evidenciando um gradiente de pior para melhor cuidado entre mulheres pretas,

pardas e brancas. Os autores observaram que puérperas de cor preta, em comparação às brancas, possuíram maior risco de terem um pré-natal inadequado, falta de vinculação à maternidade, ausência de acompanhante e peregrinação para o parto. Puérperas de cor parda também tiveram maior risco de terem um pré-natal inadequado e ausência de acompanhante quando comparadas às brancas. No estudo de Brito et al. (2022), também foi observado um menor número de consultas pré-natais entre as gestantes de raça/cor preta.

A associação observada na Capital do Estado do Rio de Janeiro entre a realização de menos de 6 consultas de pré-natal e índices de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto inferiores a sete já havia sido descrita em outros estudos nacionais (Dondé et al., 2020; Leal et al., 2020; Brito et al., 2021; Magalhães et al., 2023). Sabe-se que o acompanhamento pré-natal de qualidade pode propiciar partos e nascimentos mais saudáveis, possibilitando a prevenção, identificação precoce e tratamento de problemas obstétricos e, conseqüentemente, também reduzindo a ocorrência de desfechos neonatais desfavoráveis, como prematuridade, baixo peso e óbito (Leal et al., 2020; Brito et al., 2022).

Quanto a potencialidade do estudo, pode-se destacar a técnica de análise multivariada comumente utilizada como estratégia analítica para controle de confundimento em estudos epidemiológicos. Como mencionado por Medronho (2009), o uso de modelos de regressão multivariados (modelo logístico, de Poisson, entre outros) permite descrever simultaneamente o efeito das variáveis de exposição e dos potenciais confundidores na ocorrência do desfecho de estudo. Além disso, devido a pequena prevalência do índice Apgar baixo/moderado (menor do que 1% em ambos os estratos municipais), mesmo após a dicotomização do desfecho original, neste estudo foi ajustado ainda o modelo logístico binário por máxima verossimilhança penalizada (MVP), utilizando o método de Firth, que é um método de redução de viés das estimativas, adotado em situações em que o desfecho é raro (Firth, 1993). Quando o desfecho é raro, as estimativas usuais de MV dos parâmetros do modelo são viciadas (Gosho et al., 2023; King e Zeng, 2001). Por fim, cabe mencionar que a modelagem do índice de Apgar foi realizada dentro de cada estrato municipal (análise estratificada), possibilitando a comparação dos sentidos e das magnitudes das associações entre a capital e o estrato dos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro.

Este trabalho apresenta como limitação a não inclusão de outras características importantes para explicar o índice de Apgar não normal (baixo /moderado) dos recém-nascidos, tais como patologias anteriores da mãe (infecção urinária, hipertensão arterial prévia, di-

abetes do tipo 1 ou 2, cardiopatia/nefropatia, violência), intercorrências clínicas durante a gravidez (infecção urinária, toxoplasmose, diabetes gestacional, hemorragia, anemia e hiperemese), intercorrências durante a execução do trabalho de parto (distócia de ombro, sangramento intraparto). Estas características não foram incluídas na modelagem estatísticas por não estarem disponíveis na fonte de dados adotada neste trabalho, mas a incorporação de variáveis deste tipo poderiam ter aumentado a capacidade discriminatória dos modelos. Uma outra limitação que poderia ser mencionada refere-se a não possibilidade de estabelecer relação causal entre o índice de Apgar baixo/moderado ( $< 7$ ) e as características selecionadas dos recém-nascidos, da mãe, da gestação e do parto, tendo em vista a natureza transversal do estudo.

## 5.1 Conclusão

Este estudo mostrou que, tanto na capital quanto fora da capital, bebês do sexo masculino, nascidos de mães sem ensino superior completo e nascidos de mulheres nulíparas apresentaram maiores chances de receberem índices de Apgar no 5<sup>o</sup> minuto baixo/moderado ( $< 7$ ), com a escolaridade materna (ensino superior incompleto) e a nuliparidade estando mais fortemente associadas ao desfecho na capital do Rio de Janeiro. Além disso, na capital verificou-se que a raça/cor não branca da mãe e a realização de menos de seis consultas de pré-natal se mostraram associadas a um índice de Apgar baixo/moderado aos cinco minutos de vida. Já no estrato das demais cidades do Estado do Rio de Janeiro a raça e a consulta pré-natal não tiveram efeito significativo, entretanto as variáveis relativas ao parto (parto vaginal e indução ao trabalho de parto) se mostraram associadas ao escore de Apgar  $< 7$  no 5<sup>o</sup> minuto.

Conclui-se sobre a necessidade de implementação de ações para proporcionar um maior acesso das gestantes a uma assistência e acompanhamento pré-natal de qualidade, sobretudo no município do Rio de Janeiro. É necessário ainda o emprego de políticas voltadas para a melhoria das condições sociais da população, bem como a realização de práticas de educação em saúde específicas para mulheres e gestantes.

# Referências

ABUKARI, Alhassan Sibdow et al. Factors associated with low fifth minute Apgar score in term and preterm singleton live births in a Ghanaian hospital. *Journal of Neonatal Nursing*, v. 27, n. 6, p. 476-482, 2021.

AJIBO, B.D., WOLKA, E., ASEFFA, A. et al. Determinants of low fifth minute Apgar score among newborns delivered by cesarean section at Wolaita Sodo University Comprehensive Specialized Hospital, Southern Ethiopia: an unmatched case control study. *BMC Pregnancy Childbirth*, v. 22, n. 665 (2022). DOI: <https://doi.org/10.1186/s12884-022-04999-z>

ALTMAN, Maria et al. Prolonged second stage of labor is associated with low Apgar score. *European journal of epidemiology*, v. 30, p. 1209-1215, 2015.

AMERICAN ACADEMY OF PEDIATRICS. COMMITTEE ON FETUS AND NEWBORN, AMERICAN COLLEGE OF OBSTETRICIANS AND GYNECOLOGISTS AND COMMITTEE ON OBSTETRIC PRACTICE. The Apgar score. *Pediatrics*, v. 117, n. 4, p. 1444-1447, 2006, DOI: 2006;117(4): 1444-7. doi: 10.1542/peds.2006-0325. PMID: 16585348

AMERICAN ACADEMY OF PEDIATRICS COMMITTEE ON FETUS AND NEWBORN, AMERICAN COLLEGE OF OBSTETRICIANS AND GYNECOLOGISTS COMMITTEE ON OBSTETRIC PRACTICE. The Apgar score. *Pediatrics*, v. 136, n. 4, p. 819-822, 2015.

BRASIL, M. da S. et al. Ministério da saúde. Instituto Nacional de Câncer-INCA, Estimativas da incidência e mortalidade por câncer. Rio de Janeiro: INCA, p. 83, 2004.

BRASIL. Ministério da Saúde. Diretriz nacional de assistência ao parto normal- versão preliminar. Brasília: Ministério da Saúde, 2022.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. Atenção à saúde do recém-nascido: guia para os profissionais de saúde / Ministério da Saúde, Secretaria de Atenção à Saúde, Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. – 2. ed. – Brasília: Ministério da Saúde, 2012.

- BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Análise de Situação de Saúde. Manual de Instruções para o preenchimento da Declaração de Nascido Vivo (Série A. Normas e Manuais Técnicos). Brasília: Ministério da Saúde, 2011.
- BRITO, Natalie H. et al. Paid maternal leave is associated with infant brain function at 3 months of age. *Child development*, v. 93, n. 4, p. 1030-1043, 2022.
- DAOUD, Nihaya et al. Patterns of social inequalities across pregnancy and birth outcomes: a comparison of individual and neighborhood socioeconomic measures. *BMC pregnancy and childbirth*, v. 14, n. 1, p. 1-17, 2014.
- DE OLIVEIRA SANTOS, Leidiane et al. FISIOTERAPIA E ASSISTÊNCIA AO PARTO HUMANIZADO NO MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO (RJ, BRASIL). *CADERNOS DE EDUCAÇÃO, SAÚDE E FISIOTERAPIA*, v. 6, n. 11, 2019.
- DONDÉ, Juliana Perotoni; SONCINI, Thaise Cristina Brancher; NUNES, Rodrigo Dias. Fatores associados ao baixo índice de Apgar no quinto minuto de vida em recém-nascidos. *Arquivos Catarinenses de Medicina*, v. 49, n. 3, p. 69–80, 2020.
- EHRENSTEIN V. Association of Apgar scores with death and neurologic disability. *Clin Epidemiol.*, v. 1, p. 45-53, 9 Ago, 2009, Doi: 10.2147/clep.s4782. PMID: 20865086; PMCID: PMC2943160.
- FONSECA, Sandra Costa et al. Maternal education and age: inequalities in neonatal death. *Revista de saude publica*, v. 51, p. 94, 2017.
- GAKIDOU, Emmanuela et al. Increased educational attainment and its effect on child mortality in 175 countries between 1970 and 2009: a systematic analysis. *The lancet*, v. 376, n. 9745, p. 959-974, 2010.
- GOSHO, Masahiko et al. A comparison of bias-adjusted generalized estimating equations for sparse binary data in small-sample longitudinal studies. *Statistics in Medicine*, 2023.
- HEINZE, Georg et al. Package ‘logistf’. 2023.
- KING, Gary; ZENG, Langche. Logistic regression in rare events data. *Political analysis*, v. 9, n. 2, p. 137-163, 2001.
- KOSMIDIS, Ioannis; KOSMIDIS, Maintainer Ioannis. Package ‘brglm’. 2022.
- KOSMIDIS, Ioannis; ZIETKIEWICZ, Patrick. Jeffreys-prior penalty for high-dimensional logistic regression: A conjecture about aggregate bias. arXiv preprint arXiv:2311.11290,

2023.

KUTNER, M. H.; NACHTSHEIM, C. J.; NETER, J. Applied Linear Regression Models. 4th Edition. New York: McGraw-Hill, 2004.

LAI, S.; FLATLEY, C.; KUMAR, S. Perinatal risk factors for low and moderate five-minute Apgar scores at term. *European journal of obstetrics, gynecology, and reproductive biology*, v. 210, p. 251-256, DOI: 10.1016/j.ejogrb.2017.01.008.

LEAL, Maria do Carmo et al. Intervenções obstétricas durante o trabalho de parto e parto em mulheres brasileiras de risco habitual. *Cadernos de saúde pública*, v. 30, p. S17-S32, 2014.

MAGALHÃES, Alessandra Lourenço Caputo et al. Proporção e fatores associados a Apgar menor que 7 no 5º minuto de vida: de 1999 a 2019, o que mudou?. *Ciência Saúde Coletiva*, v. 28, p. 385-385, 2023.

MEDRONHO, Roberto de Andrade et al. Epidemiologia: caderno de exercícios. In: *Epidemiologia: caderno de exercícios*. 2009. p. 125-125.

MOTA-ROJAS, D. et al. Assessment of the vitality of the newborn: An overview. *Scientific Research and Essays*, v. 7, n. 7, p. 712-718, 2012.

MUNIZ, Elayne Barros et al. BAIXO ÍNDICE DE APGAR ASSOCIADO A FATORES OBSTÉTRICOS E NEONATAIS REGISTRADOS EM UMA MATERNIDADE DO INTERIOR DO CEARÁ/BRASIL. *Revista Interdisciplinar Encontro das Ciências-RIEC—ISSN: 2595-0959—*, v. 5, n. 2, 2022.

NAGY, Emese et al. Sex-differences in Apgar scores for full-term neonates. *Acta Paediatrica*, v. 98, n. 5, p. 898-900, 2009.

ODD, D.E.; RASMUSSEN, F; GUNNELL, D; LEWIS, G; WHITELAW, A. A cohort study of low Apgar scores and cognitive outcomes. *Archives of Disease in Childhood - Fetal and Neonatal*. Ed., v. 93, n. 2, p. F115-F120, 2008. DOI: 10.1136/adc.2007.123745.

PINTO, Laura Zaiden et al. Influência das características hospitalares na realização de cesárea eletiva na Região Sudeste do Brasil. 2020.

POWERS, D.; XIE, Y. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego: Academic Press, 1999.

R CORE TEAM (2022). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>

ject.org/.

SALUSTIANO, Eugenia Maria Assunção et al. Low Apgar scores at 5 minutes in a low risk population: maternal and obstetrical factors and postnatal outcome. *Revista da Associação Médica Brasileira*, v. 58, p. 587-593, 2012.

SANTOS, N.C.P.; VOGT, S.E.; DUARTE, E.D.; PIMENTA, A.M.; MADEIRA, L.M.; ABREU, M.N.S.. Fatores associados ao baixo Apgar em recém-nascidos em centro de parto. *Rev Bras Enferm.* 72(Suppl 3):297-304, 2019. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/0034-7167-2018-0924>.

SCHARDOSIM, J.M.; RODRIGUES, N.L.A; RATTNER, D. Parâmetros utilizados na avaliação de bem-estar do bebê no nascimento. *Av Enferm.* 36(2):197-208, 2018. doi: [10.15446/av.enferm.v36n2.67809](https://doi.org/10.15446/av.enferm.v36n2.67809)

STRAUBE, S., VOIGT, M., JORCH, G. et al. Investigation of the association of Apgar score with maternal socio-economic and biological factors: an analysis of German perinatal statistics. *Arch Gynecol Obstet* 282, 135–141, 2010. <https://doi.org/10.1007/s00404-009-1217-7>

TAVARES, V.B., e SOUZA, J.d., Affonso, M. et al. Factors associated with 5-min APGAR score, death and survival in neonatal intensive care: a case-control study. *BMC Pediatr* 22, 560 (2022). <https://doi.org/10.1186/s12887-022-03592-9>

WATTERBERG KL, AUCOTT S, BENITZ WE, CUMMINGS JJ, EICHENWALD EC, GOLDSMITH J, et al. The Apgar Score. *Pediatrics.* 2015;136(4):819–22

WEINBERGER, B.; ANWAR, M.; HEGYI, T.; HIATT, M.; KOONS, A.; PANETH, N. Antecedents and neonatal consequences of low Apgar scores in preterm newborns: a population study. *Archives of pediatrics and adolescent medicine*, v. 154 n. 3, p. 294–300, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1001/archpedi.154.3.294>

YESHANEH, A., KASSA, A., KASSA, Z.Y. et al. The determinants of 5th minute low Apgar score among newborns who delivered at public hospitals in Hawassa City, South Ethiopia. *BMC Pediatrics*, v. 21, n. 1, p. 1-10, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12887-021-02745-6>

ZHAO, Dongying et al. Gender differences in infant mortality and neonatal morbidity in mixed-gender twins. *Scientific reports*, v. 7, n. 1, p. 8736, 2017.

# 6 Anexo

## Anexo 1: Declaração de Nascidos Vivos

### ANEXO A - Modelo da Declaração de Nascido Vivo



**República Federativa do Brasil**  
**Ministério da Saúde**  
1ª VIA - SECRETARIA DE SAÚDE

**Declaração de Nascido Vivo**

<b>I</b>	Identificação do Recém-nascido	1 Nome do Recém-nascido 2 Data e hora do nascimento 3 Sexo 4 Peso ao nascer 5 Índice de Apgar 6 Detectada alguma anomalia congênita?
<b>II</b>	Local da ocorrência	7 Local da ocorrência 8 Endereço da ocorrência, se fora do estab. ou da resid. da Mãe (rua, praça, avenida, etc) 9 Estabelecimento 10 CEP 11 Bairro/Distrito 12 Município da ocorrência 13 UF
<b>III</b>	Mãe	14 Nome da Mãe 15 Escolaridade (última série concluída) 16 Data nascimento da Mãe 17 Idade (anos) 18 Naturalidade da Mãe 19 Situação conjugal 20 Raça / Cor da Mãe 21 Logradouro 22 CEP 23 Bairro/Distrito 24 Município 25 UF
<b>IV</b>	Pai	26 Nome do Pai 27 Idade do Pai
<b>V</b>	Gestação e parto	28 Gestações anteriores 29 Histórico gestacional 30 Gestação atual 31 Data da Última Menstruação (DUM) 32 Nº de semanas de gestação, se DUM ignorada 33 Método utilizado para estimar 34 Número de consultas de pré-natal 35 Mês de gestação em que iniciou o pré-natal 36 Tipo de gravidez 37 Apresentação 38 O Trabalho de parto foi induzido? 39 Tipo de parto 40 Cesária ocorreu antes do trabalho de parto iniciado? 41 Nascimento assistido por
<b>VI</b>	Anomalias congênitas	42 Descrever todas as anomalias congênitas observadas
<b>VII</b>	Preenchimento	43 Data do preenchimento 44 Nome do responsável pelo preenchimento 45 Função 46 Tipo documento 47 Nº do documento 48 Órgão emissor
<b>VIII</b>	Cartório	49 Cartório 50 Registro 51 Data 52 Município 53 UF

**ATENÇÃO: ESTE DOCUMENTO NÃO SUBSTITUI A CERTIDÃO DE NASCIMENTO**  
O Registro de Nascimento é obrigatório por lei.  
Para registrar esta criança, o pai ou responsável deverá levar este documento ao cartório de registro civil.

Versão 01/10 - 2ª Impressão 11/2010