

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIÊNCIAS NATURAIS E EXATAS  
CURSO DE ESPECIALIZAÇÃO EM ESTATÍSTICA E  
MODELAGEM QUANTITATIVA**

**ESTUDO DE FATORES DE RISCO PARA A  
MORTALIDADE INFANTIL NO RIO GRANDE DO  
SUL**

**MONOGRAFIA DE ESPECIALIZAÇÃO**

**Micheli Persia Haiduck**

**Santa Maria, RS, Brasil  
2012**

**ESTUDO DE FATORES DE RISCO PARA A MORTALIDADE  
INFANTIL NO RIO GRANDE DO  
SUL**

**por**

**Micheli Persia Haiduck**

Monografia apresentada ao Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa.**

**Orientadora: Prof<sup>a</sup> Roselaine Ruviaro Zanini**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2012**

**Universidade Federal de Santa Maria  
Centro de Ciências Naturais e Exatas  
Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,  
aprova a Monografia de Especialização

**ESTUDO DE FATORES DE RISCO PARA A MORTALIDADE  
INFANTIL NO RIO GRANDE DO  
SUL**

elaborada por  
**Micheli Persia Haiduck**

como requisito parcial para obtenção do grau de  
**Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa**

**COMISSÃO EXAMINADORA:**

**Roselaine Ruviaro Zanini, Dr. (UFSM)**  
(Presidente/Orientadora)

**Luciane Flores Jacobi, Dr. (UFSM)**

**Anaelena Bragança de Moraes, Dr. (UFSM)**

Santa Maria, 28 de fevereiro de 2012

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço,

À Universidade Federal de Santa Maria pela singular oportunidade em fazer parte do curso de pós-graduação em Estatística e Modelagem Quantitativa.

Aos professores do curso, que de uma maneira ou de outra, me deram suporte, demonstraram competência em transmitir seus conhecimentos, que me apoiaram e motivaram nos momentos difíceis de adaptação.

Agradeço à minha Orientadora Roselaine Ruviaro Zanini pelas excelentes aulas, pela amizade, paciência, disponibilidade, dedicação, atenção, confiança, acreditando em minha capacidade; valorizando e incentivando meu trabalho: obrigada por tudo.

Em especial, ao meu marido e filha, pela compreensão, pelo amor, carinho, paciência e principalmente pelo apoio que chegava sempre quando mais precisava: serei eternamente grata por tudo o que foram, são e fizeram por mim.

## RESUMO

Monografia de Especialização  
Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa  
Universidade Federal de Santa Maria

### **ESTUDO DE FATORES DE RISCO PARA A MORTALIDADE INFANTIL NO RIO GRANDE DO SUL**

AUTORA: MICHELI PERSIA HAIDUCK

ORIENTADORA: ROSELAINE RUVIARO ZANINI

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 28 de fevereiro de 2012.

O objetivo deste estudo foi analisar os dados do Sistema de Informações de Nascidos Vivos (SINASC) e do Sistema de informações sobre mortalidade (SIM) para identificar os fatores de risco para a mortalidade infantil de nascidos vivos de mães residentes no estado do Rio Grande do Sul, no ano de 2008. Para a análise dos respectivos dados, foi realizado um estudo longitudinal, utilizando um modelo de regressão logística múltiplo. Neste estudo a variável dependente foi a ocorrência ou não de óbitos em bebês com menos de um ano de vida. Os resultados do ajuste do modelo indicam que os fatores de risco (preditores) significativos ( $p \leq 0,05$ ) para mortalidade infantil incluem as variáveis: idade gestacional (premature: OR=1,70), peso ao nascer (0 a 499g: OR=40,46, 500 a 1499g: OR=11,38 e 1500 a 2499g: OR=1,64), Índice de Apgar no 1º minuto ( $\leq 7$ : OR=2,31), Índice de Apgar no 5º minuto ( $\leq 7$ : OR=5,85), sexo masculino (OR=1,22), nenhuma consulta de pré-natal (OR=2,21), paridade ( $> 2$  filhos, OR=1,40), idade da mãe ( $< 20$  anos, OR=1,12), escolaridade da mãe ( $< 4$  anos, OR=1,81) e anomalias congênitas (com anomalia: OR=17,92). Este estudo possibilitou o uso da base de dados de nascimentos e óbitos, mostrando a importância da identificação dos principais fatores de risco, como um auxílio nas estratégias tomadas para a melhoria da saúde da população.

**Palavras-chave:** Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos; Mortalidade Infantil; Fator de Risco; Modelo de Regressão Múltipla.

## **ABSTRACT**

Specialization Monograph  
Specialization Course in Statistics and Quantitative Modeling  
Federal University of Santa Maria

### **STUDY OF RISK FACTORS FOR INFANT MORTALITY IN RIO GRANDE DO SUL**

**AUTHOR: MICHELI PÉRSIA HAIDUCK**

**ADVISOR: ROSELAINÉ RUVIARO ZANINI**

Date and place of defense: Santa Maria, 28 february, 2012.

The aim of this study was to analyze the system data information of live births (SINASC) and mortality information system (SIM) to identify risk factors, for infant mortality of children born alive, by resident mothers in the state of Rio Grande do Sul, in 2008. For the analysis of the corresponding data, a longitudinal study was performed, using a multiple logistic regression model. In this study, the dependent variable was the occurrence or not of deaths in babies with less than a year of life. The adjustment results of the model indicate the significant risk factors (predictors) ( $p \leq 0,05$ ) for infant mortality include the variables: gestational age (premature: OR=1,70), birth weight (0 to 499g: OR= 40, 46, 500 to 1499g: OR= 11,38 and 1500 to 2499g: OR= 1,64), Apgar score at 1st minute ( $\leq 7$ : OR=2,31), Apgar score at 5th minute ( $\leq 7$ : OR=5,85), male (OR=1,22), no prenatal consultation (OR=2,21), parity ( $> 2$  children, OR=1,40), mother's age ( $< 20$  years old, OR=1,12), mother's education ( $< 4$  years, OR=1,81) and congenital anomalies (with anomaly: OR= 17,92). This study enabled the use of the database of births and deaths, showing the main risk factors identification importance, as an aid in the strategies taken for improving the population health.

**Keywords:** Information system of live births; infant mortality; risk factor; multiple regression model.

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

D – Deviance  
DATASUS – Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde  
DN – Declaração de Nascido Vivo  
DO – Declaração de Óbito  
FUNASA – Fundação Nacional de Saúde  
G. 1. – Graus de liberdade  
IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística  
IC – Intervalo de Confiança  
IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística  
MI – Mortalidade Infantil  
MMQ – Método dos Mínimos Quadrados  
MS – Ministério da Saúde  
NV – Nascido Vivo  
OMS – Organização Mundial da Saúde  
OR – *Odds ratio* ou razão de chances  
RS – Rio Grande do Sul  
SVS – Secretaria de Vigilância em Saúde  
SIM – Sistema de Informações sobre Mortalidade  
SINASC – Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos  
SIS – Sistema de Informações em Saúde  
SUS – Sistema Único de Saúde  
TMI – Taxa de Mortalidade Infantil  
TMN – Taxa de Mortalidade Neonatal  
TMNP – Taxa de Mortalidade Neonatal Precoce  
TMT – Taxa de Mortalidade Tardia  
TMPN – Taxa de Mortalidade pós Neonatal  
UNICEF – Fundo das Nações Unidas para Infância  
VIF – Vetor Inflação de Variância

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Associação entre fator de risco e doença numa população.....	23
Tabela 2 – Fatores de risco para a mortalidade infantil, segundo características do nascido vivo, RS, 2008.....	39
Tabela 3 – Fatores de risco para a mortalidade infantil, segundo características maternas, RS, 2008.....	40
Tabela 4 – Distribuição do peso ao nascer segundo a idade gestacional (semanas) dos nascidos vivos no RS em 2008.....	41
Tabela 5 – Principais causas de óbitos observados nos nascidos vivos no RS, 2008.....	42
Tabela 6 – Análise de regressão logística univariada, segundo características maternas, tendo como desfecho o óbito, RS, 2008.....	44
Tabela 7 – Análise de regressão logística univariada, segundo características do nascido vivo, tendo como desfecho o óbito, RS, 2008.....	45
Tabela 8 – Principais resultados da Análise de Regressão Logística, RS, 2008 .....	47



## **LISTA DE ANEXOS**

ANEXO A - Declaração de Nascido Vivo – Ministério da Saúde.....	57
ANEXO B - Declaração de Óbito - Ministério da Saúde.....	59

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>10</b>
<b>1.1 Justificativa.....</b>	<b>11</b>
<b>1.2 Objetivos.....</b>	<b>12</b>
1.2.1 Objetivo geral.....	12
1.2.2 Objetivos específicos.....	12
<b>2 REVISÃO DA LITERATURA.....</b>	<b>13</b>
<b>2.1 Sistemas de informações em saúde.....</b>	<b>13</b>
<b>2.2 Mortalidade infantil.....</b>	<b>14</b>
<b>2.3 Alguns estudos sobre a mortalidade infantil no mundo, no Brasil e no Rio Grande do Sul.....</b>	<b>15</b>
<b>2.4 Odds Ratio.....</b>	<b>23</b>
<b>2.5 Regressão Logística Múltipla.....</b>	<b>25</b>
<b>2.6 Teste de Wald.....</b>	<b>30</b>
<b>2.7 Análise de Resíduos.....</b>	<b>31</b>
<b>3 MATERIAL E MÉTODOS.....</b>	<b>35</b>
<b>3.1 Caracterização do estudo.....</b>	<b>35</b>
<b>3.2 Variável dependente e variáveis independentes.....</b>	<b>36</b>
<b>3.3 Definição do modelo.....</b>	<b>37</b>
<b>4 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....</b>	<b>38</b>
<b>5 CONCLUSÃO.....</b>	<b>50</b>
<b>6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>52</b>

# 1 INTRODUÇÃO

É consenso no meio científico a relevância da abordagem de inúmeros trabalhos sobre mortalidade infantil a fim de analisar a sua magnitude, cuja importância não se restringe a este meio mas se estende aos contextos econômicos, políticos e sociais (SOUZA e GOTLIEB, 1993).

Conforme Kozu et al. (2006), a taxa de mortalidade infantil (TMI) é reconhecido como um dos mais sensíveis indicadores utilizados pela Saúde Pública para avaliar as de vida de uma população. Este coeficiente identifica a relação entre o número de óbitos de crianças menores de um ano de vida e o número de nascidos vivos em um determinado local e período, sendo calculado na base de mil nascidos vivos.

Para compreender melhor a ocorrência da mortalidade infantil (MI), consequência de uma combinação de fatores biológicos, sociais, culturais e de falhas do sistema de saúde, a taxa de mortalidade infantil (TMI) tem sido analisada em três componentes: mortalidade neonatal (TMNP) precoce, (até aos 6 dias de vida), tardio (TMNT), (óbitos de 7 aos 27 dias de vida) e pós-neonatal (TMPN), que ocorre de 28 dias a 1 ano de vida (SUS, 2006).

A taxa de mortalidade infantil global vem decaindo ao longo dos anos. Em 2000 era de 54‰ nascidos vivos, em 2006 era 49‰ e atualmente está em torno de 42‰, sendo que o Brasil, apesar de estar na 92ª posição, apresenta taxa de mortalidade infantil igual a 22‰. Hoje, o país que apresenta a taxa de mortalidade infantil mais elevada é Angola (176‰), seguidos do Afeganistão (149‰), Níger (112‰), Mali (111‰), Somália (106‰) entre outros. Os países que apresentaram menor taxa de mortalidade infantil foram: Mônaco, Singapura, Bermudas (com aproximadamente 2‰), seguidos por Suécia, Japão, Hong Kong, Macau, Islândia, França, Itália, Espanha, Finlândia e Anguila (com aproximadamente 3‰) (BARRIENTOS, 2011).

O Brasil vem avançando na redução da mortalidade infantil, mas ainda é preciso um grande esforço para enfrentar as diferenças regionais e alcançar patamares aceitáveis. Conforme a Síntese de Indicadores Sociais de 2010, a taxa de mortalidade infantil no Brasil continua em declínio, passando de 31,7‰, em 1999, para 22,5‰ em 2009. Dos estados brasileiros, o Rio Grande do Sul foi o que registrou a menor taxa em 2009, 12,7‰ nascidos vivos.

Os principais fatores de risco associados à mortalidade infantil se referem ao baixo peso ao nascer (<2500 g), tempo de gestação (<37 semanas), presença de anomalia genética, idade da mãe (<20 anos) e os índices de Apgar no 1º e 5º minuto menor do que 7 (MENEZES et al., 1998;

MACHADO, HILL, 2003; SILVA et al., 2006; NASCIMENTO et al., 2008; MEZZOMO, 2010). Por meio da regressão logística múltipla pode-se identificar os fatores de risco associados à mortalidade infantil, com o objetivo de produzir um modelo que permita a predição de valores de uma variável categórica, frequentemente binária, (a ocorrência ou não do óbito), a partir de uma série de variáveis explicativas contínuas e/ou categóricas.

Considerando a complexidade e o dinamismo dos processos que envolvem a mortalidade infantil, faz-se necessário o seu contínuo acompanhamento, de modo que se possa dispor de informações que permitam a análise da situação de saúde no nível local e a adoção de medidas de controle pertinentes. Desta forma, o presente trabalho busca identificar os fatores de risco associados à mortalidade infantil dos nascidos vivos no estado do Rio Grande do Sul, no ano de 2008.

## **1.1 Justificativa**

Nos últimos anos, aumentaram os estudos sobre mortalidade infantil no Brasil devido à melhoria da qualidade e do acesso aos dados do Sistema de Informação de Mortalidade de Nascidos Vivos e ao emprego de técnicas de vinculação de bases de dados. Esta disponibilidade crescente de informações permite produzir longas séries de estimativas dos níveis de mortalidade infantil para o Brasil, e seus estados, possibilitando, inclusive, a utilização de modelos estatísticos para se obter estimativas pontuais e mesmo projeções futuras, importantes que são, para a tomada de decisões políticas, por parte das Instituições responsáveis pela saúde da população geral, e a infantil, em particular.

A técnica a ser empregada, regressão logística múltipla, é de grande interesse em diversas áreas do conhecimento, principalmente para a análise de dados oriundos da área da saúde. A técnica permite realizar uma modelagem preditiva, utilizando-se de um modelo de dados binários, que no presente estudo, representa a ocorrência de óbitos de nascidos vivos com menos de um ano de vida.

As pesquisas estatísticas oferecem inúmeras vantagens para um melhor entendimento dos fatores determinantes da mortalidade infantil de uma determinada região, contribuindo, assim,

para uma melhor fidedignidade dos dados obtidos e, possibilitando uma maior qualidade das informações sobre as causas relacionadas à mortalidade infantil.

A importância e relevância deste trabalho sobre a mortalidade de bebês com menos de um ano de vida no Rio Grande do Sul, está vinculada ao fato de contribuir com os setores específicos e responsáveis da saúde pública dessa região para um planejamento efetivo e preventivo.

## **1.2 Objetivos**

### 1.2.1 Objetivo geral

Identificar os fatores de risco associados à mortalidade infantil de nascidos vivos, RS, no ano de 2008, utilizando um modelo de regressão logística múltipla.

### 1.2.2 Objetivos específicos

- Construir um texto sobre a análise de regressão logística múltipla, para servir como referência para futuros estudos dessa técnica de análise estatística;
- Realizar uma análise descritiva das variáveis em estudo;
- Identificar as principais causas de óbito infantil, neonatal precoce (0 a 6 dias) e tardia (7 a 28 dias), e pós-neonatal ( $\geq 28$  dias);
- Ajustar um modelo de regressão logística múltipla binária para a mortalidade infantil, obtendo-se os fatores de risco a ela associados;

## **2 REVISÃO DA LITERATURA**

Conhecer o perfil da mortalidade infantil é fundamental no setor da saúde, no auxílio das formulações estratégicas que permitem controle e prevenção. O Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) contam com a grande vantagem de possuir ampla cobertura e disponibilidade uma vez que as mesmas baseiam-se num documento oficial (Declaração de Óbito), que, juntamente com o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) nos permite tomadas de decisões mais acertadas.

Estatísticas sobre mortalidade tem sido uma fonte essencial para compreensão do perfil epidemiológico das populações, inclusive no Brasil.

### **2.1 Sistema de Informações em Saúde**

A implantação do Sistema de Informações em Saúde (SIS), por meio de instrumentos padronizados de coleta de dados no país, é relativamente recente.

No Brasil, a coleta, a apuração e a divulgação dos eventos vitais são de responsabilidade da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Desde 1974, as estatísticas de registro de óbitos e nascimentos têm sido divulgadas, anualmente, por meio da publicação Estatísticas do Registro Civil (IBGE, 1998).

Para a obtenção regular de dados sobre a mortalidade no país o Ministério da Saúde criou em 1975 o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), que proporcionou uma melhor captação de dados sobre mortalidade a fim de subsidiar as diversas esferas de gestão na saúde pública e, conseqüentemente, realizar análises de situação, planejamento e avaliação das ações e panoramas na área (MS/SVSb, 2002).

As informações coletadas no Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) são cada vez mais confiáveis. Nos últimos anos, essas informações vêm sendo aprimoradas continuamente. Em 2006, os óbitos por causa mal definida se reduziram a menos de 10% do total e, entre os óbitos infantis, a menos de 5% (MS, 2010, pag. 75).

A Declaração de Óbito (DO), instrumento que mantém os dados do SIM, é atualmente composta por nove blocos de variáveis ou "campos". Esses formulários são impressos em três vias pré-enumeradas, que são distribuídas pelo Ministério da Saúde às secretarias estaduais e, por estas, às municipais que, por sua vez, fornecem aos hospitais e médicos (MS/FUNASA, 2001).

No que se refere às informações referentes aos nascimentos, em 1990, o Ministério da Saúde implantou o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) com o objetivo de reunir informações epidemiológicas referentes aos nascimentos informados em todo o território nacional (MS/SVSc, 2002).

A implantação do SINASC permitiu a obtenção de dados mais detalhados e fidedignos sobre nascimentos vivos do que os existentes anteriormente. A Declaração de Nascido Vivo (DN), documento básico de coleta de dados do SINASC, tornou viável obter, entre outras, informações populacionais sobre peso ao nascer, duração da gestação, tipo de parto e hospital de nascimento, que se constituem em elementos importantes na análise da mortalidade infantil (MS/SVSc, 2002).

## **2.2 Mortalidade infantil**

Mortes infantis representam um evento indesejável em saúde pública, pois são mortes precoces e, em sua maioria, evitáveis. A mortalidade infantil é considerada universalmente como um sensível indicador do estado de saúde da população. É que os óbitos infantis são fortemente influenciados pelos agentes externos que estão localizados na sociedade, seja na existência ou não de serviços de saúde, saneamento e higiene, seja nas relações familiares e sociais que organizam a existência concreta das pessoas como: moradia, trabalho, renda, nível de informação e proteção social (MS/SVSc, 2001).

A taxa de mortalidade infantil (TMI) é padronizada internacionalmente como o número de óbitos de crianças menores de um ano sobre o número de nascidos vivos (no mesmo período e local) multiplicada por 1.000, e indica o risco de um nascido vivo evoluir para o óbito (MS/SVSe 2009), que pode ser calculada da seguinte forma

$$TMI = \frac{\text{número total de óbitos de crianças menores de um ano em 2008}}{\text{número total de crianças menores de um ano nascidas vivas em 2008}} \times 1.000$$

Segundo o Ministério da Saúde (MS/SVSA, 2001), as taxas de mortalidade infantil são geralmente classificadas em *altas* quando são maiores que 50 óbitos por mil nascidos vivos; *médias*, quando de 20 a 49 óbitos e *baixas*, quando menores que 20 óbitos por mil crianças nascidas vivas. Na análise da mortalidade infantil, deve-se considerar que, embora altas taxas de mortalidade infantil possam revelar precárias condições sociais e de saúde, baixos níveis de mortalidade infantil não refletem necessariamente melhoria das condições de vida da população.

A seguir, são apresentados inúmeros estudos sobre a mortalidade infantil no mundo, no Brasil e no Rio Grande do Sul, descritos por diferentes autores, sendo, alguns estudos descritivos outros analíticos.

### **2.3 Alguns estudos sobre a mortalidade infantil no mundo, no Brasil e no Rio Grande do Sul**

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 1999), existem evidências muito fortes de que o processo de transição da mortalidade de altos para baixos níveis parece ter sido um fenômeno praticamente generalizado, em escala mundial, particularmente a partir da Segunda Guerra. Após os anos 30, e principalmente 1940, a revolução na saúde pública parecia fornecer a chave para a solução dos problemas da alta mortalidade nos países subdesenvolvidos. Há consenso de que as descobertas tecnológicas na área da saúde intensificaram o processo de queda da mortalidade infantil, que acompanharam a transição demográfica nos países desenvolvidos.

Mesmo nos países que já completaram a transição da mortalidade infantil, verifica-se que não existe uniformidade no processo desta transição, diferindo o período em que se deu o início a velocidade de queda. Por exemplo, na Europa Ocidental e na América do Norte as mudanças nos níveis e padrões de mortalidade foram lentas e contínuas, desde meados do século passado até 1950, enquanto que na Europa do Leste e do Sul este processo de mudanças concentrou-se em apenas três décadas, compreendidas entre 1920 e 1950 (IBGE, 1999, pag. 13).



A transição nesses países foi iniciada por um estágio de mudança rápida na mortalidade, ao concentrar, em poucos anos, os ganhos de esperança de vida que os países europeus levaram décadas para conseguir alcançar. Fatores externos fizeram parte da redução da mortalidade, este modelo de redução, por meio de medidas sanitárias e de simples medidas de saúde pública tornou inevitável que atingisse seus limites, em função mesmo das grandes mudanças que estavam se verificando nas sociedades latino-americanas e na brasileira em particular. Um sintoma desse limite se verifica na década de 60, com a diminuição e, em algumas situações, com o aumento da mortalidade infantil nos países da América Latina (IBGE, 1999).

Conforme o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 1999), na maioria dos países do terceiro mundo, a concentração dos recursos em determinadas áreas e grupos sociais específicos foi e tem sido um sério obstáculo para que se consigam maiores avanços na redução dos níveis da mortalidade infantil. Mas a partir de meados da década de 70, retoma-se a tendência de queda da mortalidade infantil, em todos os países da América Latina.

Os países não participantes da revolução ocorrida no século XIX registraram reduções tardias em seu nível de mortalidade, que são creditadas, principalmente, a intervenções setoriais, nem sempre acompanhadas de desenvolvimento socioeconômico integral (OMS, 1975). Conforme Simões (1989), a mortalidade infantil vem apresentando tendência declinante, em nível mundial, fenômeno que vem se processando de forma desigual e com determinantes específicos, de acordo com o nível de desenvolvimento de cada área. Assim, o progresso socioeconômico em países industrializados, sem dúvida, desempenhou importante papel e, nas sociedades em vias de desenvolvimento, as causas da diminuição parecem ter sido outras.

De acordo com a Unicef (2009), cerca de 86% das mortes de recém nascidos em todo o mundo resultam diretamente de três causas principais: infecções graves, tétano e diarreia; asfixia e parto prematuro.

Na Nigéria, país mais populoso da África, em 2004, 76% das mortes de recém nascidos ocorreram no período imediatamente após o parto. E ainda, conforme o levantamento, os fatores básicos por trás das altas taxas de mortalidade e morbidade materna e neonatal do país são devido a instalações de saúde inadequadas, falta de transporte para atendimento institucional, impossibilidade de pagar pelos serviços e resistência entre algumas populações em relação aos métodos modernos de cuidados de saúde são os fatores básicos (UNICEF, 2009).

No Sri Lanka, conforme Unicef (2009), a mortalidade infantil devido a ações tomadas, decaiu significativamente em relação à saúde materna e do bebê, se tornando um modelo para outros países em desenvolvimento. E ainda, mais de uma em cada cinco crianças nasce com baixo peso, e 23% das crianças menores de 5 anos de idade apresentam baixo peso moderado ou grave, sendo que, aumentando o nível do aleitamento materno exclusivo para crianças menores de 6 meses de idade, torna-se vital para sustentar os ganhos na mortalidade neonatal e infantil conseguidos pelo Sri Lanka.

Já na África e na Ásia, 9,2 milhões de crianças morreram antes de atingir 5 anos de idade, sendo, 50% das mortes ocorridas na África, que permanece como o lugar mais difícil do mundo para a sobrevivência de uma criança até os 5 anos. Embora desde 1970 a Ásia venha registrando notável redução no número anual de mortes infantis, em 2007 ainda respondia por 41% do número total de mortes de crianças menores de 5 anos de idade. Na África, o risco de morte materna ao longo da vida é quatro vezes mais alto do que na Ásia e mais de 300 vezes superior aos países industrializados.

Em um estudo realizado por Laurenti (1987) sobre a mortalidade infantil de 1950 a 1982 para os Estados Unidos, Suécia e São Paulo, foi verificado que a Suécia apresenta os menores coeficientes, como por exemplo, em 1982, a mortalidade de menores de um dia no Estado de São Paulo (7,8 por mil nascidos vivos) foi maior que a mortalidade para todo o primeiro ano de vida na Suécia (6,8‰). O autor observou também que as três populações tiveram um declínio de todos os coeficientes, porém, para a Suécia e os Estados Unidos, ainda que com números já bastante baixos em relação ao Estado de São Paulo no início do período estudado, o declínio teria sido maior.

Kozu et al. (2005) realizou uma revisão bibliográfica em 2085 artigos, de 1993 a 1997, de diferentes países, com enfoque nas causas e fatores de risco para a mortalidade infantil. Verificaram que os filhos de mães negras apresentaram maiores taxas de mortalidade com relação à gemelaridade, à prematuridade, à situação socioeconômica da mãe e ao peso ao nascer, quando comparados aos de mães brancas. Além disso, constataram que fatores ambientais são determinantes da taxa de mortalidade infantil, e que, o baixo peso ao nascer foi a principal causa de óbito.

Um estudo conduzido por Hill e Choy (2006) realizado entre 1980 e 2000, em 31 países, incluindo Brasil, mostrou que para a mortalidade neonatal tardia e a pós-neonatal, o declínio dos

coeficientes tem sido mais rápido. Essa redução foi mais lenta, particularmente no período neonatal precoce no Sub-Sahara da África e decresceu mais rapidamente nos países da América Latina e do Caribe, da África do Norte e Oriente Médio, do Sul e Sudeste Asiático e Pacífico, verificando reduções distribuídas de maneira não igualitária entre essas regiões.

No Brasil, a taxa de mortalidade infantil em 1930/1940 era estimada em 158 óbitos por mil nascidos vivos (MS/SVSd 2004). Conforme o Instituto Brasileiro de Estatística (1999) esse já era o resultado de um lento, mas consistente, declínio de mortalidade, reflexo da implantação de determinadas políticas sanitárias em alguns centros urbanos nacionais iniciado desde o princípio do século. Foi nessa época que surgiu a Previdência Social beneficiando, principalmente, os segmentos sociais específicos da população urbana, foram as primeiras leis regulamentando as relações entre trabalho e capital. Os frutos do rápido desenvolvimento econômico, não eram distribuídos com equidade, resultando em uma sociedade onde se ampliou um conjunto de desigualdades sociais, levando o País, em anos recentes, a ser reconhecido pelos organismos internacionais como uma das sociedades mais desiguais atualmente existentes.

Em praticamente todas as regiões brasileiras, os níveis de mortalidade infantil se estabilizaram durante a década de 60. A crise estrutural em suas dimensões econômica e institucional pela qual passava a sociedade brasileira naquele período foi, talvez, a principal causa da interrupção do processo de declínio da mortalidade (SIMÕES, 1997).

A partir da década de 70, a queda da mortalidade infantil parecia estar fortemente dependente do modelo de intervenção na área das políticas públicas, então adotado principalmente no campo da medicina preventiva, curativa, de saneamento básico e, na ampliação dos programas de saúde materno-infantil; a ampliação da oferta de serviços médico-hospitalares em áreas do País, as campanhas de vacinação, os programas de aleitamento materno e reidratação oral. Ao agregar a estes fatores às grandes mudanças nos padrões reprodutivos, com quedas acentuadas nos níveis de fecundidade, tem-se um quadro explicativo da evolução da queda da mortalidade (IBGE, 1999).

Em meados dos anos 80, as principais causas de óbito estavam relacionadas às doenças infecto – contagiosas, que sofreram um declínio nas décadas seguintes, enquanto as causas perinatais, decorrentes da gravidez, do parto e do nascimento foram responsáveis por mais de 50% das causas de óbito no primeiro ano de vida (MS/SVSf, 2004). Ainda, conforme o Instituto

Brasileiro de Geografia e Estatística, nesta década houve 69,1 óbitos por mil nascidos vivos, onde o ritmo de declínio se via acelerado.

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (1999), a situação nos primeiros anos da década de 90 parece ser de continuidade desses programas de ação básica, com a taxa de mortalidade infantil de 38 óbitos por mil nascidos vivos. Conforme a Síntese de Indicadores Sociais de 2010, a taxa de mortalidade infantil no Brasil continua em declínio, passando de 31,7‰, em 1999, para 22,5‰ em 2009. A meta do Ministério da Saúde (2010) é de que em 2015 a taxa de mortalidade infantil fique em 15,7 óbitos infantis por mil nascidos vivos.

Verifica-se, a partir dos dados do Ministério da Saúde (2010) que, nas últimas décadas, a mortalidade infantil vem decaindo, mas os níveis atuais são, entretanto, ainda muito elevados e tornam a situação do país preocupante no cenário mundial.

Se, até um período não muito distante, a demografia brasileira se defrontava com dificuldades em produzir estimativas de mortalidade, dificultando qualquer conclusão a respeito de suas tendências e possíveis projeções futuras, podemos afirmar que, hoje em dia, esta tarefa ficou mais fácil, em função não só dos novos procedimentos técnicos desenvolvidos mas também pela disponibilidade crescente de informações, quer censitárias, amostrais ou mesmo administrativas, como é caso do Registro Civil (IBGE, 1999, pag. 19).

No Brasil, inúmeros estudos sobre a mortalidade infantil foram descritos por diferentes autores, sendo, alguns estudos descritivos outros analíticos, os quais, os quais serão apresentados a seguir.

Neto e Barros (2000) analisaram os fatores de risco para a mortalidade neonatal e pós-neotatal no município de Goiânia, Goiás, no ano de 1992. O total de nascidos vivos que tiveram uma DN preenchida foi de 20981, representando uma cobertura de aproximadamente 87% do SINASC de Goiânia. Foram considerados no estudo 342 óbitos infantis, 67,5% ocorreram no período neonatal e 32,5% no período pós-neonatal. No modelo multivariado para o período neonatal foram encontradas *odds ratio* (OR) significativos, ou seja, os seguintes fatores de risco: nascidos em hospital público-estatal (OR = 2,28), prematuro (OR = 8,94), baixo peso ao nascer (OR = 8,92) e como fator de proteção, o nascimento por cesariana (OR = 0,58). Para o período

pós-neonatal os fatores de risco compreendem nascidos vivos de mãe sem instrução (OR = 6,25), baixo peso ao nascer (OR = 3,12) e nascimento em hospital público-estatal (OR = 2,65).

No estudo de Machado e Hill (2003), foram analisados os fatores relacionados com a mortalidade neonatal e pós-neonatal no município de São Paulo, no ano de 1998. Por meio da análise de regressão logística utilizada para avaliar os fatores de risco, em relação à mortalidade neonatal, os fatores de risco significativos foram: peso ao nascer inferior a 1000 g (OR = 62,1), de 1000 a 1499 g (OR = 21,0), de 1500 a 1999 g (OR = 7,21), de 2000 a 2499 g (OR = 2,83), de 2500 a 2999 g (OR = 1,42), 4500 g ou mais (OR = 1,31); índice de Apgar 5º minuto entre 0 e 6 (OR = 4,26); idade gestacional inferior a 28 semanas (OR = 2,34) e de 28 a 36 semanas (OR = 1,37). Para a mortalidade pós-neonatal os fatores de risco significativos foram: recém nascidos não - brancos (OR = 1,19); mães que tiveram 4 ou mais filhos (OR = 1,34); índice de Apgar 5º minuto entre 0 e 6 (OR = 1,63); peso ao nascer inferior a 1000 g (OR = 15,6), de 1000 a 1499 g (OR = 8,2), de 1500 a 1999 g (OR = 2,54), de 2000 a 2499 g (OR = 1,46), de 4000 a 4499 g (OR = 0,71) e nenhuma consulta pré-natal (OR = 1,74).

Helena, Sousa e Silva (2005) investigaram os fatores de risco para a mortalidade neonatal no município de Blumenau, SC, no ano de 2005. Pelo modelo final, por meio de regressão logística, obtiveram os fatores de risco significativos: nascidos com peso menor que 2500 g (OR = 4,70), gestação com menos de 36 semanas (OR = 4,16), índice de Apgar 5º minuto menor que oito (OR = 62,38) e presença de anomalia (OR = 63,19).

Em um estudo sobre a fatores de risco para mortalidade infantil em Maracanaú, CE (2000 a 2002), realizado por Silva et al. (2006), a análise de regressão logística foi usada para avaliar os fatores associados. As variáveis que se mostraram significativas foram: peso ao nascer inferior a 2500 g (OR = 3,16), idade gestacional inferior a 37 semanas (OR = 2,70), Apgar 1º minuto menor que 7 (OR = 4,40) e Apgar 5º minuto menor que 7 (OR = 5,56) e menos que 7 consultas pré-natais (OR = 2,05).

Nascimento et al. (2008) realizaram um estudo para identificar os possíveis fatores de risco para óbitos de menores de um ano de vida em Salvador, no ano de 2000, por análise de regressão logística bivariada e multivariada. O coeficiente de mortalidade infantil encontrado foi de 24,4 óbitos por mil nascidos vivos. Segundo os autores, cerca de 59% dos bebês apresentaram peso inferior a 2500g sendo, 40% com peso entre 1000 e 2499g. As variáveis significativas associadas ao modelo incluem: idade gestacional inferior a 37 semanas (OR = 24,30), ocupação

materna: para empregadas domésticas (OR = 3,65) e para donas de casa ou estudantes (OR = 2,67), partos em unidade do setor público (OR = 2,80), número não adequado de consultas pré-natais (OR = 2,50) e baixo peso ao nascer (OR = 1,89).

Alguns estudos desenvolvidos no Rio Grande do Sul são apresentados a seguir.

Conforme Almeida e Helena (2002), a descentralização do gerenciamento nos serviços de saúde dos municípios facilitou a formulação de ações de vigilância e estudos nos serviços, pela produção e acesso a banco de dados atualizados referentes à mortalidade, nascimentos e produção dos serviços de saúde. Contudo, as diferenças regionais nas taxas de mortalidade infantil são perceptíveis, em meados da década de 30, a diferença entre o Nordeste e o Sul era de 60%, passando para 83% em 1965. Por volta de 1965/70 as taxas de mortalidade infantil declinaram proporcionalmente com menos intensidade, em todas as regiões brasileiras, observando-se, inclusive, estabilização nos níveis de mortalidade infantil (IBGE, 1999).

Conforme a Secretaria da Saúde (2008), a mortalidade infantil apresentou um sensível decréscimo de 48,4‰ nascidos vivos em 1970, para 39,0‰ em 1980, para 21,5‰ em 1991, e 15,1‰ nascidos vivos, em 2000. Em 2009, a taxa reduziu para 12,7‰ nascidos vivos.

As alterações que concorreram para a redução no quadro da mortalidade infantil se devem às transformações no padrão demográfico brasileiro, que se intensificaram, sendo marcadas pela significativa queda da fecundidade, as migrações e a urbanização, as transformações econômicas e culturais, a reorganização na composição e tamanho da família, entre outros (SIS, 2010).

O estudo conduzido por Victora, Grassi e Schmidt (1994) descreveu a evolução temporal e a distribuição espacial (1990) de alguns indicadores da saúde das crianças do Rio Grande do Sul de 1980 a 1992. A mortalidade infantil passou de 39,0 para 19,3 por mil nascidos, apresentando redução significativa. Os nascimentos com baixo peso ao nascer oscilaram entre 8 e 10%, com discreto aumento até 1991. As correlações significativas foram, baixo peso ao nascer (0,75) e a mortalidade proporcional em menores de um ano (0,66), com o coeficiente de mortalidade infantil. Os autores constataram que a mortalidade e o baixo peso ao nascer mostraram-se desigualmente distribuídos dentro do estado.

Todos os nascimentos hospitalares ocorridos em Pelotas, RS, foram acompanhados por Menezes et al. (1998), em estudo realizado por uma análise de regressão logística não-condicional hierarquizada. Os fatores de risco associados foram: baixo nível econômico (OR = 2,90), recém-nascidos do sexo masculino (OR = 1,54) e idade materna igual ou superior a 35

anos (OR = 2,44). Os fatores significativos associados aos óbitos neonatais precoces foram: sexo masculino (OR = 1,85), idade materna elevada (OR = 2,75), pré-natal com número de consultas inferior a 5 (OR = 3,09) e baixo peso ao nascer (OR = 36,40). Para os óbitos fetais foram: escolaridade materna inferior a 4 anos de estudo (OR = 3,01) e idade elevada da mãe (OR = 2,42).

Horta et al. (2008) realizou um estudo para identificar os fatores associados a mortalidade infantil em Pelotas (RS), entre 1982 até 2006, por meio de um estudo de coorte. Entre 1982 e 1987, a ocorrência de óbitos foi monitorada por meio de visitas regulares aos hospitais, cemitérios e serviço de registro de óbitos. A partir de 1987, os dados de óbitos foram obtidos somente pelo SIM. Os autores utilizaram a regressão de Poisson para estimar o risco relativo de mortalidade. O coeficiente de mortalidade infantil foi de 36‰ nascidos vivos; e nos grupos etários de 1 a 4 anos, 5 a 14 anos e 15 a 24 anos foi de 14,4‰; 4,1‰ e 5,4‰ nascidos vivos no início do período, respectivamente. Em todas as faixas etárias, a mortalidade foi maior entre indivíduos de renda familiar baixa, com risco relativo de 2,89 na comparação entre o primeiro e o terceiro tercil, após controle para sexo e cor da pele. Baixo peso ao nascer e déficits de altura por idade e peso para altura aos dois anos de idade estiveram associados com maior risco de mortalidade até os 4 anos, mas não a partir desta idade.

Num estudo recente realizado por Mezzomo (2010), sobre os fatores de risco para a mortalidade infantil de nascidos vivos de mães residentes nos municípios pertencentes à 4ª Coordenadoria Regional de Saúde, RS, no ano de 2006, foi realizado um estudo longitudinal, utilizando um modelo de regressão logística múltiplo. Os fatores de risco significativos para a mortalidade infantil incluem as variáveis: estado civil (mãe sem união estável (OR = 2,0), prematuridade (OR = 3,3), baixo peso ao nascer (OR = 4,7), índice de Apgar no 1º minuto igual ou menor que 8 (OR = 3,9), índice de Apgar no 5º minuto igual ou menor que 8 (OR = 5,6) e com anomalias congênitas (OR = 20,4).

No próximo item, serão apresentados alguns procedimentos utilizados para o desenvolvimento deste trabalho.

## 2.4 Odds Ratio

A técnica de regressão logística binária, conforme Hosmer e Lemeshow (1989), tem como objetivo identificar quais as variáveis independentes que influenciam no resultado e usá-las numa equação para prever a probabilidade de as variáveis independentes explicarem o desfecho. Estas variáveis independentes podem ser categóricas e/ou contínuas, sendo que a variável dependente (Y) é normalmente binária e codificada como 0 (ausência) ou 1 (presença) do desfecho considerado.

Vários métodos estão disponíveis para estimar a grandeza do efeito por meio das observações de uma única amostra. Para uma tabela de contingência 2 x 2, que mostre a informação sobre duas variáveis dicotômicas, medidas de amostras não-emparelhadas, por exemplo, uma medida é a *odds ratio* (OR) ou a *razão de chances* (Pagano e Gauvreau, 2004).

Considerando os valores da Tabela 1 como proveniente de um estudo caso-controle, tem-se a seguinte distribuição:

**Tabela 1** – Associação entre fator de risco e doença numa população

	Doente (D)	Não-doente $\bar{D}$	Total
Exposto (E)	a	b	a + b
Não-exposto $\bar{E}$	c	d	c + d
	a + c	b + d	n = a + b + c + d

Conforme apresentado na Tabela 1, a doença representa o desfecho, ou seja, doente corresponde à ocorrência, e não-doente, à ausência do desfecho. O exposto corresponde à presença do fator de risco, e não-exposto, à ausência do fator (JEKEL; ELMORE; KATZ, 1999).

Segundo Filho (1999) a razão entre a probabilidade de estar doente sendo exposto e a probabilidade de não estar doente na exposição é dada por:

$$odds = \frac{\text{Probabilidade de doença na exposição}}{\text{Probabilidade de não doença na exposição}}$$

$$odds = \frac{\text{Probabilidade de doença na exposição}}{1 - \text{Probabilidade de doença na exposição}}$$



Assim, a razão de chance (OR) da condição nos expostos é expressa por:

$$Odds_E = \frac{a/(a + b)}{b/(a + b)} \quad (1)$$

e a razão de chance (*odds*) da condição nos não-expostos é expressa por:

$$Odds_{\bar{E}} = \frac{c/(c + d)}{d/(c + d)} \quad (2)$$

Logo, a razão de chances (OR) pode ser calculada pela divisão da chance da doença na exposição pela chance da doença na não-exposição:

$$OR = \frac{a/b}{c/d} \quad (3)$$

A interpretação da OR depende da sua magnitude e significância:

- Se  $OR = 1$ , o fator não é considerado de risco; ou seja, não há associação entre a exposição e a doença;
- Se  $OR > 1$ , o fator é considerado de risco, ou seja, indica que a *odds* da doença é maior quando exposto ao fator de risco (associação positiva);
- Se  $OR < 1$ , o fator é considerado de proteção, ou seja, indica a redução da *odds* para a doença na exposição ao fator de risco (associação negativa)

Conforme Pagano e Gauvreau (2004) para calcular um intervalo de confiança cuja largura reflita a quantidade de variabilidade de nosso estimador OR, deve-se lembrar que a derivação da expressão para um intervalo de confiança de 95% para uma média  $\mu$  é expressa pela equação:

$$\bar{x} - 1,96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + 1,96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (4)$$

No entanto surge um problema no qual a distribuição de probabilidade da razão de chance é assimétrica à direita. A chance pode assumir qualquer valor positivo entre 0 e infinito embora não possa tomar valores negativos. Logo, ao calcular um intervalo de confiança para razão de chances, tipicamente trabalha-se na escala logarítmica.

A expressão para um intervalo de confiança de 95% para o logaritmo natural da razão de chances é da pela expressão:

$$\ln(\text{OR}) - Z_{\alpha/2} \widehat{\text{ep}}[\ln(\text{OR})], \ln(\text{OR}) + Z_{\alpha/2} \widehat{\text{ep}}[\ln(\text{OR})] \quad (5)$$

sendo que o erro-padrão de OR é estimado por

$$\widehat{\text{ep}}[\ln(\text{OR})] = \sqrt{\frac{1}{a} + \frac{1}{b} + \frac{1}{c} + \frac{1}{d}} \quad (6)$$

## 2.5 Regressão Logística Múltipla

Conforme Hosmer e Lemeshow (1989), regressão logística tornou-se um método de análise de regressão para variáveis medidas de forma dicotômica. Assim, a diferença principal da regressão logística comparada com o modelo linear clássico é que a distribuição da variável resposta segue uma distribuição binomial, e não uma distribuição normal. No mais, o modelo de regressão logístico é semelhante ao modelo de regressão linear, no entanto, no modelo logístico a variável resposta  $Y_i$  é binária, que assume dois valores, denominados “fracasso” e “sucesso” (PORTAL ACTION, 2012).

O modelo linear

$$Y_i = \beta_0 + \beta_{1x_i} + \varepsilon_i \quad (7)$$

se assumir que  $E(\varepsilon_i) = 0$ , obtém-se que

$$E(Y_i) = \beta_0 + \beta_{1x_i} \quad (8)$$

Como a variável resposta  $Y$  tem distribuição de Bernoulli  $(1, p)$ , com probabilidade de sucesso  $P(Y_i = 1) = p_i$  e de fracasso  $P(Y_i = 0) = 1 - p_i$ , assim

$$E(Y_i) = p_i \quad (9)$$

bem como

$$E(Y_i) = p_i = \beta_0 + \beta_{1x_i}. \quad (10)$$

Essa igualdade viola as suposições do modelo linear, pois, uma vez que a resposta média  $E(Y_i)$ , obtida em probabilidade, está restrita a assumir valores entre 0 e 1 conforme equação

$$0 \leq \beta_0 + \beta_{1x_i} \leq 1 \quad (11)$$

assim, esta restrição é inapropriada para resposta em um modelo linear, que assume valores no intervalo  $(-\infty, \infty)$ , então, uma forma de resolver esse problema é utilizar o modelo logístico.

Para o caso de regressão com uma variável explicativa é usado o modelo de regressão logística simples.

Conforme o Portal Action (2012), se assumirmos uma amostra de  $n$  observações independentes da terna  $(x_i, m_i, y_i)$ ,  $i=1, 2, \dots, n$ , sendo que:  $x_i$  é o valor da variável explicativa;  $m_i$  é a quantidade de itens verificados na amostra;  $y_i$  número de ocorrência de um evento e  $n$  é o tamanho da amostra, pode-se assumir que a variável resposta tem distribuição de probabilidade binomial ( $y_i \sim B(m_i, p_i)$ ), tal que

$$P[Y_i = y_i] = \binom{m_i}{y_i} p_i^{y_i} (1 - p_i)^{m_i - y_i} \quad (12)$$

Para adequar a resposta média ao modelo linear usa-se a função de ligação

$$p(x_i) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_{1x_i}}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_{1x_i}}} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_{1x_i})}} = P(y/x) \quad (13)$$

sendo essa expressão denominada de função logística.

Sabe-se que, se um evento ocorre com probabilidade  $p_i$ , a chance a seu favor (sucesso) é de

$$\frac{p_i}{1 - p_i} = \frac{\frac{e^{\beta_0 + \beta_{1x_i}}}{(1 + e^{\beta_0 + \beta_{1x_i}})}}{\frac{1}{(1 + e^{\beta_0 + \beta_{1x_i}})}} = e^{\beta_0 + \beta_{1x_i}} = \text{odds} \quad (14)$$

onde, a razão de chances ou *odds ratio* (OR) permite conhecer qual a chance de um evento acontecer em relação a ele não acontecer.

Aplicando-se o logaritmo neperiano em ambos os lados da equação (14) obtém-se

$$\ln\left[\frac{p}{1-p}\right] = \ln[e^{\beta_0 + \beta_1 x}] = \beta_0 + \beta_1 x = \text{logit}(p) \quad (15)$$

Essa transformação de  $p$  é denominada função *logit*. Conforme Hosmer e Lemeshow (1989), essa função é ideal para variáveis dicotômicas e pode ser extremamente flexível e fácil de ser usada e interpretada.

A equação (15) pode ser reescrita, na forma  $\ln[\text{odds}] = \beta_0 + \beta_1 x_i$ , logo se  $X$  for uma variável categórica binária, dicotomizada, onde  $X$  pode assumir o valor 0 ou 1, substituindo-se

$$\ln[\text{odds}]_{x=0} = \beta_0 + \beta_1 \cdot 0 = \beta_0 \quad (16)$$

$$\ln[\text{odds}]_{x=1} = \beta_0 + \beta_1 \cdot 1 = \beta_0 + \beta_1 \quad (17)$$

então, substituindo  $\beta_0$  da equação (16) na equação (17), tem-se

$$\beta_1 = \ln[\text{odds}]_{x=1} - \beta_0 = \ln[\text{odds}]_{x=1} - \ln[\text{odds}]_{x=0} \quad (18)$$

usando-se a propriedade do logaritmos neperianos, obtém-se

$$\beta_1 = \ln\left(\frac{(\text{odds})_{x=1}}{(\text{odds})_{x=0}}\right) = \ln(\text{OR}) \quad (19)$$

Destaca-se que a OR corresponde ao aumento de uma unidade na variável independente ( $X$ ), e tem-se:

$$\text{OR} = e^{\beta_1} \quad (20)$$

O coeficiente  $\beta_0$  é o  $\ln(\text{OR})$  quando se compara qualquer valor de  $x$  com o valor  $(x - 1)$ . Se  $X$  for uma variável contínua, o coeficiente de regressão, representa o aumento no  $\ln \text{odds}$  de  $Y$  para cada aumento unitário em  $X$ .

Generalizando para  $p$  variáveis independentes, tem-se:

$$\ln \left[ \frac{p}{(1-p)} \right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p \quad (21)$$

e de acordo com a equação (21), tem-se

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p)}} = \frac{1}{1 + e^{-(\ln odds)}} \quad (22)$$

Conforme Hosmer e Lemeshow (1989), o método dos mínimos quadrados (MMQ) é o mais usado na regressão linear para a estimação de parâmetros  $\beta$ . Quando o MMQ é usado em modelos com resultado dicotômico, os estimadores não apresentam propriedades estatísticas desejáveis para o ajuste do modelo, nesse caso, utiliza-se o método de máxima verossimilhança. A função de verossimilhança expressa a probabilidade dos dados observados como uma função de parâmetros desconhecidos, sendo as estimativas resultantes aquelas que mais se aproximam do resultado. Essa função é obtida com o produto dos termos da expressão (23)

$$\zeta(x_i) = p(x_i)^{y_i} [1 - p(x_i)]^{1-y_i} \quad (23)$$

A contribuição para a função de verossimilhança é  $p(x_i)$  para pares de valores  $(x_i, y_i)$ , onde  $y_i = 1$ , e a contribuição para a função de verossimilhança é  $1-p(x_i)$  para  $y_i = 0$ . Quando as observações são consideradas independentes, a função de verossimilhança é dada pela equação (24)

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \zeta(x_i) \quad (24)$$

O princípio da máxima verossimilhança afirma que se deve utilizar como estimativa o valor de  $\beta$  que maximiza a expressão (24). Por questões matemáticas, é mais conveniente utilizar o logaritmo na expressão (24)

$$L(\beta) = [\ln l(\beta)] = \sum_{i=1}^n y_i \ln[p(x_i)] + (1 - y_i) \ln [1 - p(x_i)] \quad (25)$$

Fazendo a diferenciação em relação a  $\beta_0$  e  $\beta_1$  e igualando a zero, determina-se os valores de  $\beta$  que maximizam  $L(\beta)$ .

$$\sum_{i=1}^n [y_i - p(x_i)] = 0 \quad (26)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i [y_i - p(x_i)] = 0 \quad (27)$$

e são denominadas de equações de verossimilhança.

Conforme Hosmer e Lemeshow (1989), quando se deseja verificar se um subconjunto de variáveis  $x$  pode ser retirado do modelo de regressão logística múltiplo usa-se o teste de razão de verossimilhança.

Este teste é baseado na estatística de *deviance* (D) do modelo, que corresponde à soma dos quadrados dos resíduos na regressão.

Para verificar a significância do modelo geral considera-se as hipóteses:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_x = 0$$

$$H_1 = \text{algum } \beta_i \neq 0$$

Na regressão logística, a equação (28) é a comparação dos valores observados com os valores preditos, baseada no logaritmo da função de verossimilhança, no qual o modelo designado como saturado, é aquele que contém tantos parâmetros quantas observações.

$$D = -2 \ln \left( \frac{\text{Verossimilhança do modelo atual}}{\text{Verossimilhança do modelo saturado}} \right) \quad (28)$$

A explicação sobre o uso de  $-2 \ln$  é matemática e necessária para se obter a quantidade cuja distribuição é conhecida como qui-quadrado ( $\chi^2$ ). Sendo assim, a equação (28), ou função de verossimilhança, D, pode ser utilizada para teste de hipóteses. Esse teste é chamado de teste da razão de verossimilhança.

$$D = -2 \ln \sum_{i=1}^n \left[ y_i \ln \left( \frac{\hat{p}_i}{y_i} \right) + (1 - y_i) \ln \left( \frac{1 - \hat{p}_i}{1 - y_i} \right) \right] \quad (29)$$

onde  $\hat{p}_i = \hat{p}(x_i)$

Segundo Hosmer e Lemeshow (1989), se a *deviance* é pequena, a explicação do modelo ajustado é praticamente igual ao do modelo saturado, ou seja, pode-se utilizar o modelo ajustado. Se a *deviance* é grande, a explicação do modelo ajustado é considerada baixa, ou seja, não se pode usar o modelo ajustado.

A diferença entre as *deviances* de dois modelos é denominada de *deviance* parcial (G), obtida como:

$$G = D\{\text{para o modelo sem a variável}\} - D\{\text{para o modelo com a variável}\} \quad (30)$$

Por esta medida, é possível testar se determinada(s) variável(eis) explanatória(s) pode(m) ser retirada(s) do modelo, conforme equação (31):

$$D = -2\ln\left(\frac{\text{Verossimilhança sem a variável}}{\text{Verossimilhança com a variável}}\right) \quad (31)$$

Assim, as variáveis preditoras ( $X_i$ ) devem ser mantidas no modelo quando houver uma grande diferença entre as *deviances*, pois elas melhoram muito o ajuste do modelo.

## 2.6 Teste de Wald

Para Hosmer e Lemeshow (1989), o teste Wald é usado para examinar restrições impostas aos coeficientes da regressão (hipótese nula). Ele calcula uma estatística de teste (Wald-Quadrado) que mede a eficiência das estimativas dos coeficientes da regressão original em satisfazer as restrições da hipótese nula.

O teste de Wald é obtido por comparação entre a estimativa de máxima verossimilhança do parâmetro  $\beta_i$  e a estimativa de seu erro padrão. A razão resultante, sob a hipótese  $\beta_i = 0$ , tem distribuição normal padrão.

A estatística do teste para a regressão logística é dada pela equação (32):

$$W_i = \frac{\hat{\beta}_i}{SE(\hat{\beta}_i)} \quad (32)$$

onde

$W_i$ =estimativa do coeficiente de regressão

$SE(\hat{\beta}_i)$ =erro padrão do coeficiente  $\beta_i$

Sendo as hipóteses:  $H_0 : \beta_i = 0$  e  $H_1 : \beta_i \neq 0$ , e comparando-se a estatística  $W_i$  com um valor tabelado  $Z_{\alpha/2}$  (bilateral) para o nível de significância ( $\alpha$ ) considerado, pode-se concluir pela aceitação ou rejeição de  $H_0$ .

Desta forma, se aplicar o teste de Wald para uma determinada variável explicativa, ou grupo de variáveis explicativas e o resultado for significativo, rejeita-se a hipótese nula, então pode-se concluir que os parâmetros associados a esta variável não são zero de modo que as variáveis devem ser incluídas no modelo. Mas, se o teste não der significativo as variáveis são omitidas do modelo.

## 2.7 Análise de resíduos

Análise dos resíduos é um conjunto de técnicas utilizadas para investigar a adequabilidade de um modelo de regressão com base nos resíduos. Tanto na Regressão Linear Simples quanto na Regressão Múltipla, as suposições do modelo ajustado precisam ser validadas para que os resultados sejam confiáveis.

Para avaliar a qualidade de ajuste do modelo, existem medidas como a *deviance*, conforme capítulo 2.5, a estatística qui-quadrado de Pearson e o teste Hosmer e Lemeshow que ajudam a verificar a qualidade do modelo.

O Teste de Hosmer e Lemeshow (1980) é composto por dois diferentes tipos de agrupamentos baseados nas probabilidades estimadas.

- Agrupamento 1: Baseado nos decis das probabilidades estimadas.
- Agrupamento 2: Pontos de corte são pré definidos.

Se  $J = n$ , tem-se  $n$  probabilidades estimadas. Para fazer o teste, primeiramente ordena-se  $n$  probabilidades estimadas e estima-se as frequências esperadas. Para o primeiro caso ( $Y=1$ ), a



soma das probabilidades estimadas de todos os indivíduos dentro daquele grupo é a frequência esperada estimada. E o segundo agrupamento ( $Y=0$ ), a frequência esperada estimada é dada pela soma de 1 menos a probabilidade estimada de todos os indivíduos dentro daquele grupo.

A estatística de Hosmer e Lemeshow,  $\hat{C}$ , para cada estratégia de agrupamento é obtida pela equação (33)

$$\hat{C} = \sum_{k=1}^g \frac{O_k - n'_k \bar{\pi}_k}{n'_k \bar{\pi}_k (1 - \bar{\pi}_k)}, \quad (33)$$

em que,

$n'_k$  é o número de indivíduos no k-ésimo grupo.

$$\bar{\pi}_k = \sum_{j=1}^{C_k} \frac{m_j \pi_j}{n_k}$$

$C_k$  o número total de combinações de níveis dentro do k-ésimo decil.

$O_k = \sum_{j=1}^{C_k} y_j$ : número total de respostas dentro do grupo k.

A estatística do teste de Hosmer e Lemeshow tem distribuição qui-quadrado com  $g-2$  graus de liberdade.

Bem como para avaliar a qualidade de ajuste do modelo, o diagnóstico do modelo também não possui somente uma métrica, e uma das maneiras de detectar *outliers* é o cálculo da *Leverage* (PORTAL ACTION, 2012).

A medida *Leverage* mensura aproximadamente o potencial impacto que um caso individual possa ter no resultado como um todo, sendo calculado a partir dos elementos diagonais  $h_{ii}$  da matriz chapéu H, é dada por

$$H = X(X'X)^{-1} X' \quad (34)$$

No modelo de regressão logística, J é o número de diferentes combinações de níveis das covariáveis.  $X_{(j)(p+1)}$ : matriz de todos os valores de todas combinações de níveis para todas as covariáveis.

Logo

$$H = V^{1/2} X(X'VX)^{-1} X'V^{1/2} \quad (35)$$

No caso da regressão linear, normalmente os *Leverages* estão entre 0 e 1, e que se  $h_{ij} > 2(k+1)/n$  a observação  $j$  é considerada um *outlier*, no caso da regressão logística não pode ser maior que 4.

Os resíduos de Pearson e *Deviance* são mais utilizados para verificar observações mal ajustadas e também são componentes da qualidade de ajuste. Se  $y_i$  é binomial baseado em  $n$  tentativas, o resíduo de Pearson é denotada pela equação (36)

$$r_i = \frac{y_i - n_i p_i}{\sqrt{n_i p_i (1 - p_i)}} \quad (36)$$

E a estatística de teste de qui-quadrado de Pearson é dada por  $X^2 = \sum r_i^2$ , já o resíduo *deviance* é dado pela equação (37)

$$g_i \equiv \pm 2[y_i \log p_i + (1 - y_i) \log (1 - p_i)]^{1/2} \quad (37)$$

A soma dos quadrados dos resíduos *Deviance*, de forma similar aos resíduos de Pearson, criam uma *deviance* “geral”;  $G^2 = \sum g_i^2$ .

Além de detectar *outliers*, é importante também detectar pontos influentes, ou seja, pontos que afetam de forma significativa o ajuste do modelo. As medidas de influência verificam até que ponto excluir uma observação, considerada fora do padrão terá impacto nos valores ajustados, nos parâmetros da regressão e nas estatísticas de qualidade de ajuste. A medida mais simples para verificar a influência da observação  $i$  na diferença padronizada dos coeficientes para cada variável é o DFBETA, conforme equação (38)

$$DFBETA_{ij} \equiv \frac{b_{(-i)j} - b_j}{\hat{\sigma}(b_j)} \quad (38)$$

A representação gráfica faz com que a verificação seja simples, menos cansativa, pois não é necessário verificar a existência das  $k$  variáveis regressoras, somente deve-se verificar se possui ou não pontos influentes, maiores que 4.

Pode-se ainda, utilizar a distância de Cook para avaliar a influência geral da observação  $i$  nas estimativas dos coeficientes da regressão, assim como no modelo linear. A métrica da distância de Cook para a observação  $i$  é estabelecida pela equação (39)

$$C_i = \frac{r_i^2 h_{ii}}{(1 - h_{ii})^2} \quad (39)$$

Ambas as medias podem ser obtidas pelo output do software PASW. Destaca-se que os Cooks maiores e iguais a 1 torna significativo o modelo, indicando a presença de pontos influentes.

Segundo Hair et al. (2005) a Multicolinearidade é um problema muito comum em regressão múltipla, que consiste em variáveis independentes terem relações lineares exatas ou aproximadamente exatas entre si. Uma forma de detectar a multicolinearidade é pelo vetor de inflação da variância (VIF), definido pela equação (40)

$$Vif = \frac{1}{1 - R^2} \quad (40)$$

onde  $R^2$  é o coeficiente de determinação múltipla. Hair et al. (2005) sugere que os fatores de inflação da variância não devem exceder 4 ou 5, já outros autores como Moreira (2008), sugerem que, se qualquer fator de inflação da variância exceder 10, então a multicolinearidade será um problema.

### 3 MATERIAL E MÉTODOS

As técnicas estatísticas empregadas no presente estudo foram a análise descritiva e a análise de regressão logística simples e múltipla.

#### 3.1 Caracterização do estudo

Este estudo longitudinal compreende os registros de nascimentos e óbitos de crianças de mães residentes nos municípios do Rio Grande do Sul, sendo que as informações utilizadas sobre os nascidos vivos (NV) foram provenientes das Declarações de Nascido Vivo (DN), cujas informações constam no Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), e os óbitos de bebês menores de um ano de vida, provenientes das Declarações de Óbitos (DO), no ano de 2008, que constam no Sistema de Mortalidade (SIM).

A população considerada neste estudo foi de 135368 NV. A identificação dos óbitos foi realizada vinculando-se o número da DN comum às bases de nascimentos e óbitos (*linkage*), permitindo que as probabilidades de morte pudessem ser calculadas em função da presença ou ausência de alguns fatores de risco presentes nas DNs.

Foram descartadas três Declarações de Óbito por estarem duplicadas, e trinta e duas Declarações de Óbito devido a não vinculação com o número da Declaração de Nascimento, restando 135.333 dados vinculados.

Os dados foram obtidos no site do DATASUS, utilizando-se o programa TABwin para *Windows*. Inicialmente foi obtido um arquivo de dados com extensão DBC, que corresponde a arquivos em padrão DBase, extensão DBF compactados. Utilizou-se, então, a função “arquivo/comprime/expand. DBF” para obter os dados em DBF. Posteriormente o arquivo expandido foi aberto no programa PASW 17.0, como arquivo do tipo DBase (DBF).

### 3.2 Variável dependente e variáveis independentes

Neste estudo a variável dependente (desfecho dicotômico) é a ocorrência ou não de óbito em crianças menores de um ano de vida, ou seja, óbito infantil.

Foram analisadas as covariáveis associadas às características maternas: idade (menos de 20 anos, ou seja, mães adolescentes, 20 a 34 anos e 35 anos ou mais); paridade (2 filhos ou menos, 3 filhos ou mais, vivos e mortos de gestações anteriores); escolaridade (0 a 3 anos, 4 a 11 anos, 12 anos concluídos ou mais de estudo); estado civil (casado ou união consensual, outro); número de consultas pré-natais (nenhuma, de 1 a 6, 7 ou mais); tipo de gravidez (única, múltipla); tipo de parto (vaginal, cesáreo); local do nascimento (hospital, outro) e idade gestacional (pré-termo (< 37 semanas), a termo ( $\geq$  37 semanas)).

As covariáveis relativas às características do nascido vivo foram: peso ao nascer (0 a 499g, 500 a 1499g e 1500 a 2499g, 2500 a 2999g, 3000 a 3999g e > 4000g); índice de Apgar 1º minuto (< 7, 7 ou 8, 9 ou 10); índice de Apgar 5º minuto (< 7, 7 ou 8, 9 ou 10); sexo (masculino, feminino); raça/cor (branca, outra); malformação congênita e/ou anomalia cromossômica (sem, com).

Algumas covariáveis foram recategorizadas em faixas, conforme apresentado anteriormente, com base na revisão bibliográfica, com o objetivo de possibilitar uma melhor interpretação e a discussão dos resultados.

As covariáveis cujas frequências nas categorias eram pequenas foram reagrupadas em novas categorias, sendo que o código atribuído à faixa de referência foi zero, e os códigos para as faixas de maior risco foram considerados números inteiros de 1 a n. As covariáveis contínuas: peso, índice de Apgar 1º minuto e índice de Apgar 5º minuto foram agrupadas em faixas com o objetivo de facilitar a interpretação dos coeficientes no modelo a ser ajustado aos dados.

Posteriormente, foram realizados os cruzamentos entre as covariáveis categóricas e a variável dependente dicotômica. Dos cruzamentos foram obtidos os percentuais de óbitos, por categoria, para cada covariável, sendo também calculados os coeficientes de mortalidade infantil para as mesmas categorias.

### 3.3 Definição do modelo

Para definir o modelo mais adequado para os dados, o primeiro passo foi fazer a seleção das variáveis candidatas ao modelo de regressão múltipla: realizou-se a análise de regressão logística univariada de cada covariável com o desfecho. Para a seleção das variáveis que seriam testadas no modelo múltiplo, considerou-se a covariável que apresentou o *p-value* menor ou igual a 25%, ou seja, se  $p \leq 0,25$ , a covariável foi significativa e houve evidência de associação desta covariável com o desfecho. Se  $p > 0,25$ , a covariável foi desconsiderada para ser testada juntamente com as outras no modelo múltiplo. A regressão logística univariada possibilitou a estimação das razões de chance (OR bruto) e os respectivos intervalos de confiança de 95% (IC 95%). Posteriormente, foram eliminadas do modelo múltiplo, uma a uma, as covariáveis não significativas ( $p > 0,05$ ), verificando-se o efeito da saída de cada covariável nos coeficientes ( $\beta_1$ ) que permaneciam no modelo. A cada retirada de uma covariável (com maior valor de *p*), o modelo era processado para que os coeficientes fossem reajustados para aquele novo conjunto de covariáveis.

O valor da significância da covariável verificado pelo valor do *p* global e não pelos valores de *p* por faixas.

No próximo capítulo serão apresentados os resultados da análise dos dados, bem como a discussão dos mesmos.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

O cruzamento (*linkage*) do banco de dados das Declarações de Nascidos Vivos (DN) em 2008 e das Declarações de Óbitos (DO) em 2008 gerou um novo banco formado por 135368 registros. Destes, 0,03% eram registros duplicados ou as declarações de Óbito não tinham vinculação com o número da Declaração de Nascimento.

A taxa de mortalidade infantil, no Rio Grande do Sul, em 2008, foi 11,1‰ (1499/135333) nascidos vivos, considerada baixa conforme a Organização Mundial de Saúde – OMS (menos de 20 por mil) (IBGE, 2010), e para sexo e raça o TMI foi 10,85‰, outros resultados relativos bebês podem ser observados na Tabela 2.

Na Tabela, observa-se os potenciais fatores de risco para a mortalidade infantil, segundo características do nascido vivo. O peso médio dos bebês ao nascer foi de 1944,5 (desvio-padrão igual a 1095,6), 9,6% representam bebês com baixo peso (<2500g) e bebês com muito baixo peso (<1500g) foi 1,5%. O valor do Apgar para os nascidos vivos no 1º minuto apresentou a média de 8,4 (desvio padrão igual a 1,3) e para o Apgar 5º minuto foi de 9,4 (desvio padrão igual a 0,8).

Na Tabela 2 e 3, pode-se observar que os valores das TMIs são maiores para as faixas das covariáveis que representam potencial risco para a mortalidade infantil. Alguns dos valores elevados do TMI foram para: nascidos vivos com baixo peso (70,0‰), com índice de Apgar no 1º minuto inferior a 7 (53,3‰), índice de Apgar no 5º minuto inferior a 7 (198,8‰ e nascidos vivos com anomalias congênitas (186,6‰).

Os prováveis fatores de risco para a mortalidade infantil, segundo as características da mãe do NV estão representados na Tabela 3.

Verificou-se que a idade média das mães, em anos, foi de 25,9 (desvio-padrão = 7,2), sendo, 23545 mães adolescentes (17,4%), ou seja, apresentavam idade inferior a 20 anos. Ainda, 6137 das mães (4,6%) apresentavam um baixo nível de instrução escolar, sendo estas consideradas analfabetas ou semi-analfabetas. Em relação ao estado civil, verificou-se que 44836 das mães (33,4%) não possuíam união estável durante o período gestacional, e em relação ao número de consultas pré-natais 38226 das futuras mães (28,3%) menos de seis consultas, sendo que o preconizado pelo MS é o mínimo de 7 consultas pré-natais.

**Tabela 2** Fatores de risco para mortalidade infantil, segundo características do nascido vivo, RS, 2008

Variáveis independentes	Nascidos Vivos (%)	Óbito (%)	TMI (‰)
<b>Sexo</b>			
Feminino	66258 (49,0)	650 (44,2)	9,8
Masculino	69044 (51,0)	819 (55,8)	11,9
<b>Raça/cor</b>			
Branca	120179 (88,9)	1257 (85,6)	10,5
Outra	15020 (11,1)	212 (14,4)	14,1
<b>Peso ao nascer (g) *(1944,46 – 340 a 4605 – 1095,63)</b>			
0 a 499	72 (0,1)	47 (3,2)	652,8
500 a 1499	1866 (1,4)	571 (38,9)	306,0
1500 a 2499	10967 (8,1)	285 (19,4)	26,0
2500 a 2999	31386 (23,2)	234 (15,9)	7,5
3000 a 3999	84013 (62,1)	304 (20,7)	3,6
≥ 4000	6970 (5,2)	28 (1,9)	4,0
<b>Apgar 1º minuto (*8,35 – 0 a 10 – 1,33)</b>			
9 ou 10	77304 (57,2)	261 (18,7)	3,4
7 ou 8	45413 (33,6)	235 (16,8)	6,3
< 7	12489(9,2)	899 (64,4)	53,3
<b>Apgar 5º minuto (*9,35 – 0 a 10 – 0,85)</b>			
9 ou 10	121522 (92,3)	578 (41,2)	4,8
7 ou 8	8744 (6,6)	229 (16,3)	31,9
< 7	1431(1,1)	595 (42,4)	198,8
<b>Anomalia</b>			
Sem	133472 (99,0)	1215 (83,5)	9,1
Com	1286 (1,0)	240 (16,5)	186,6

\*Média - Mínimo/Máximo - Desvio padrão, CMI (‰): coeficiente de mortalidade infantil por mil nascidos vivos sem informação (n; % do total) e excluídos da análise: sexo (31; 0,02), raça/cor (134; 0,10), peso ao nascer (59; 0,04), Apgar 1º min (3710; 2,74), Apgar 5º min (3636; 2,69), anomalia (575; 0,42).

Na Tabela 3, dos nascidos vivos, 3005 (2,2%) nasceram de gestações múltiplas, ou seja, de uma gestação única com dois ou mais bebês. O percentual de partos cesáreos foi de 53,7%, muito acima dos 15% recomendados pela Organização Mundial de Saúde (1975). O percentual de nascidos prematuros (< 37 semanas) foi 9,3%, em relação à paridade, 88,6% das mães tinham menos de 3 filhos vivos e 99,6% deram a luz em hospital.



**Tabela 3** - Fatores de risco para mortalidade infantil, segundo características maternas, RS, 2008

<b>Variáveis independentes</b>	<b>Nascidos Vivos(%)</b>	<b>Óbito(%)</b>	<b>TMI (‰)</b>
<b>Tipo de parto</b>			
Vaginal	62595 (46,3)	731 (49,7)	11,7
Cesáreo	72663 (53,7)	739 (50,3)	10,2
<b>Tipo de gravidez</b>			
Única	132257 (97,8)	1295 (88,1)	9,8
Múltipla	3005 (2,2)	175 (11,9)	58,2
<b>Duração gestação (semanas)</b>			
≥ 37	122584 (90,7)	597 (40,8)	4,9
< 37	12605 (9,3)	867 (59,2)	68,8
<b>Consulta pré-natal</b>			
≥ 7	96471 (71,3)	588 (40,4)	6,1
1 a 6	35968 (26,6)	730 (50,1)	20,3
Nenhuma	2258 (1,7)	138 (9,5)	61,1
<b>Paridade</b>			
≤ 2	116785 (88,6)	1194 (78,33)	10,2
> 2	15078 (11,4)	220 (21,67)	14,6
<b>Perda fetal anterior</b>			
Não	119695 (93,3)	1246 (90,9)	10,4
Sim	8587 (6,7)	124 (9,1)	14,4
<b>Idade materna (anos) * 25,90 – 13 a 46 – 7,22</b>			
20 a 34	92581 (68,4)	932 (63,4)	10,0
≥ 35	19177 (14,2)	207 (14,1)	10,8
< 20	23545 (17,4)	331 (22,5)	14,0
<b>Escolaridade materna (anos)</b>			
12 ou mais	26520 (19,7)	187 (12,9)	7,0
4 a 11	101703 (75,7)	1153 (79,3)	11,3
0 a 3	6137 (4,6)	114 (4,6)	18,6
<b>Estado civil</b>			
Casado ou união consensual	44836 (33,4)	387 (26,5)	8,6
Outro	89588 (66,6)	1073 (73,5)	12,0

\*Média - Mínimo/Máximo – Desvio- padrão, Sem informação (n; % do total) e excluídos da análise: tipo de parto (75; 0,06), tipo de gravidez (71; 0,05), duração da gestação (144; 0,11), consultas pré-natal (636; 0,47), paridade (3470; 2,56), perda fetal anterior (7051; 5,21), idade materna (30; 0,02), escolaridade (973; 0,72), estado civil (909; 0,67).

Outros valores mais elevados para as TMIs são: gravidez múltipla (58,2‰), nascimento prematuro (68,8‰), nenhuma consulta pré-natal (61,1‰), mães com alta paridade (14,6‰), mães adolescentes (14,0‰), baixa escolaridade (18,6‰).

Na Tabela 4, é apresentada a distribuição, por faixas, do peso ao nascer, em gramas, segundo a idade gestacional, em semanas. Verifica-se que 9,6% dos nascidos vivos apresentaram baixo peso ao nascer (<2500g), sendo este considerado um dos principais fatores de risco associados à mortalidade infantil. Pode-se observar, também, que, dos 12601 (9,3% sobre o total) nascidos vivos prematuramente, 7740 nasceram com baixo peso (61,4%). Dos nascidos a termo, 5145 dos bebês apresentaram baixo peso (4,2%), evidenciando a importância do controle da idade gestacional na ocorrência do baixo peso.

**Tabela 4** - Distribuição do peso ao nascer segundo a idade gestacional (semanas) dos nascidos vivos no RS em 2008

<b>Peso (g)</b>	<b>Pré-termo (&lt;37) %</b>	<b>A termo (&gt;37) %</b>	<b>Total</b>	<b>(%)</b>
0 a 499	58 (0,5)	13 (0,0)	71	(0,1)
500 a 1499	1759 (14,0)	102(0,1)	1861	(1,4)
1500 a 2499	5923 (46,9)	5030 (4,1)	10953	(8,1)
2500 a 2999	3283 (26,1)	28079 (22,9)	31362	(23,2)
3000 a 3999	1517 (12,0)	82441(67,3)	83958	(62,0)
≥ 4000	61 (0,5)	6905 (5,6)	6966	(5,2)
	<b>12601(9,3)</b>	<b>122570 (90,7)</b>	<b>135171</b>	<b>(100,0)</b>

\*Dados faltantes 162 (0,1%)

Comparando-se os resultados obtidos sobre a incidência de baixo peso ao nascer com outros estudos que utilizaram a mesma abordagem temática, observa-se que o baixo peso ao nascer e a prematuridade são reconhecidos universalmente, como os fatores de risco mais importantes relacionado a óbitos antes do primeiro ano de vida (ALMEIDA, 1998).

Conforme a Tabela 5, das seis principais causas de óbito infantil citadas, a maior incidência são em meninos, 56,1%. A Síndrome da angustia respiratória do recém-nascido é a maior causa de óbito (34,8%), sendo 58,4% causada em meninos. A segunda maior causa de óbito é a septicemia bacteriana do recém-nascido, e também está mais acentuada no sexo masculino (56,4%), bem como asfixia ao nascer, 65% e imaturidade extrema, 66,7%. Já, considerando feto e recém nascido afetados por transtornos maternos hipertensivos, a prevalência é no sexo feminino (76,2%).

**Tabela 5:** Principais causas de óbitos observadas nos nascidos vivos no RS, 2008.

<b>Causa de óbito</b>	<b>Feminino (%)</b>	<b>Masculino (%)</b>	<b>Total (%)</b>
<b>Infantil (menores de 1 ano de vida)</b>			
Síndrome angustia respiratória	64(41,6)	90(58,4)	154(34,8)
Septicemia bacteriana do recém nascido	58(43,3)	76(56,7)	134(30,3)
Malformação não específica do coração	32(50,8)	31(49,2)	63(14,3)
Asfixia ao nascer do recém nascido	14(35,0)	26(65,0)	40(9,0)
Imaturidade extrema	10(33,3)	20(66,7)	30(6,8)
Feto e recém nascido afetados por transtornos maternos hipertensivos	16(76,2)	5(23,8)	21(4,8)
<b>Pós-neonatal (28 dias a 1 ano de vida)</b>			
Outras malformações congênitas do coração	20(51,3%)	19(48,7%)	39(23,7%)
Outras causas mal definidas e não específica mortalidade	20(60,6%)	13(39,4%)	33(20%)
Septicemia bacteriana do recém nascido	15(50%)	15(50%)	30(18,2%)
Inalações do conteúdo gástrico	13(56,5%)	10(43,5%)	23(13,9%)
Pneumonia por microorganismos não específica	12(57,1%)	9(42,9%)	21(12,7%)
Malformações congênitas dos septos cardíacos	5(26,3%)	14(73,7%)	19(11,5%)
<b>Tardio (7 aos 27 dias de vida)</b>			
Septicemia bacteriana do recém nascido	31(48,4%)	33(51,6%)	64(36,6%)
Desconforto respiratório do recém nascido	22(53,7%)	19(46,3%)	41(23,4%)
Enterocolite necrotizante do feto e recém nascido	11(47,8%)	12(52,2%)	23(13,1%)
Feto e recém nascido afetados por malformações maternas não obrigatoriamente relacionadas com a gravidez atual	9(50%)	9(50%)	18(10,3%)
Outras malformações congênitas do coração	8(44,4%)	10(55,6%)	18(10,3%)
Outras afecções originais período perinatal	3(27,3%)	8(72,7%)	11(6,3%)
<b>Neonatal (até os 6 dias de vida)</b>			
Desconforto respiratório do recém nascido	50(36,0%)	89(64,0%)	139(32,1%)
Transtornos relacionados gestação curta e de baixo peso ao nascer	37(42,5%)	50(57,5%)	87(20,1%)
Septicemia bacteriana do recém nascido	25(39,1%)	39(60,9%)	64(14,8%)
Feto e recém nascido afetados complicações maternas na gravidez	26(42,6%)	35(57,4%)	61(14,1%)
Feto e recém nascido afetados complicações da placenta, do cordão umbilical e das membranas	12(28,6%)	30(71,4%)	42(9,7%)
Asfixia ao nascer	16(40%)	24(60%)	40(9,2%)

A principal causa de óbito pós-neonatal foi outras malformações congênitas do coração que representa 23,7% das doenças citadas. A septicemia bacteriana do recém nascido (36,6%) foi a principal causa de óbito tardio e da neonatal foi o desconforto respiratório do recém nascido (32,1%), sendo que 60% acometeram aos meninos.

No estudo de Drumond (2010) as causas básicas do total dos casos analisados foram: síndrome da angústia respiratória do recém-nascido (n=261), insuficiência respiratória (n=173) e septicemia bacteriana não especificada (n=146). Para Pailaquilén et al. (2011), diagnosticaram como principais causas de morte a síndrome de dificuldade respiratória (22,6%), hemorragia pulmonar (18,9%) e sepse (17%).

Na análise de regressão logística univariada, as covariáveis testadas foram: idade materna, paridade, escolaridade, estado civil, número de consultas pré-natais, tipo de gravidez, tipo de parto, local do nascimento, idade gestacional, peso ao nascer, índice de Apgar 1º minuto, índice de Apgar 5º minuto, sexo, raça/cor, perda fetal anterior e anomalias congênitas, pois todas apresentaram  $p \leq 0,25$ .

São apresentados os resultados da análise de regressão logística univariada para os nascidos vivos na Tabela 6, considerando-se as covariáveis correspondentes às características da mãe.

**Tabela 6** - Análise de regressão logística univariada, segundo características maternas, tendo como desfecho o óbito, RS, 2008

Variáveis independentes	OR Bruto	IC 95%	p-valor
<b>Tipo de parto</b>			≤ 0,01 *
Vaginal	1		
Cesáreo	0,87	0,78 – 0,96	
<b>Tipo de gravidez</b>			≤ 0,01 *
Única	1		
Múltipla	6,25	5,32 – 7,36	
<b>Duração gestação (semanas)</b>			≤ 0,01 *
A termo ≥ 37	1		
Pré-termo < 37	15,09	13,58 – 16,78	
<b>Consulta pré-natal</b>			≤ 0,01 *
≥ 7	1		
1 a 6	3,38	3,03 – 3,77	
Nenhuma	10,62	8,78 – 12,84	
<b>Paridade</b>			≤ 0,01 *
≤ 2	1		
> 2	1,43	1,24 – 1,66	
<b>Perda fetal anterior</b>			≤ 0,01 *
Não	1		
Sim	1,39	1,16 – 1,68	
<b>Idade materna (anos)</b>			≤ 0,01 *
20 a 34	1		
≥ 35	1,07	0,92 – 1,25	
< 20	1,40	1,24 – 1,59	
<b>Escolaridade materna (anos)</b>			≤ 0,01 *
12 ou mais	1		
4 a 11	1,62	1,38 – 1,89	
0 a 3	2,66	2,11 – 3,37	
<b>Estado civil</b>			≤ 0,01 *
Casado ou união consensual	1		
Outro	1,39	1,24 – 1,56	

OR: Odds ratio; OR Bruto = 1: Categoria de referência; IC 95%: Intervalo de Confiança de 95%; \*  $p \leq 0,25$ .

Na Tabela 7, são apresentados os resultados da análise de regressão logística univariada considerando-se as covariáveis correspondentes às características dos nascidos vivos.

**Tabela 7** - Análise de regressão logística univariada, segundo características do nascido vivo, tendo como desfecho o óbito, RS, 2008

Variáveis independentes	OR Bruto	IC 95%	p-valor
<b>Sexo</b>			≤ 0,01 *
Feminino	1		
Masculino	1,23	1,09 – 1,34	
<b>Raça/cor</b>			≤ 0,01 *
Branca	1		
Outra	1,35	1,17 – 1,57	
<b>Peso ao nascer (g)</b>			≤ 0,01 *
0 a 499	250,28	151,51 – 413,44	
500 a 1499	58,7	49,92 – 69,02	
1500 a 2499	3,55	2,98 – 4,23	
2500 a 2999	1		
3000 a 3999	0,48	0,41 – 0,57	
≥ 4000	0,54	0,36 – 0,80	
<b>Apgar 1º minuto</b>			≤ 0,01 *
9 ou 10	1		
7 ou 8	1,86	1,56 – 2,22	
< 7	16,61	14,54 – 19,08	
<b>Apgar 5º minuto</b>			≤ 0,01 *
9 ou 10	1		
7 ou 8	6,89	5,90 – 8,05	
< 7	51,92	45,98 – 58,62	
<b>Anomalia</b>			≤ 0,01 *
Sem	1		
Com	24,98	21,47 – 29,05	
<b>Local de Nascimento</b>			≤ 0,01 *
Hospital	1		
Outros	5,69	3,92 – 8,26	

OR: *Odds ratio*; OR Bruto = 1: Categoria de referência; IC 95%: Intervalo de Confiança de 95%; \*  $p \leq 0,25$

Na etapa posterior, foram excluídas do modelo, uma a uma, as covariáveis não significativas: tipo de gravidez, estado civil, raça, local de nascimento, perda fetal anterior e tipo de gravidez.

Na Tabela 8, são apresentados os valores do OR ajustados do modelo resultante, considerando-se as covariáveis correspondentes às características maternas e dos nascidos vivos.

Observa-se que, os fatores de risco para a mortalidade infantil encontrados pelo ajuste deste modelo de regressão logística múltiplo foram: idade da mãe, tipo de gestação, consultas pré-natais, sexo, paridade, índice de Apgar 1º minuto, índice de Apgar 5º minuto, anomalia, peso ao nascer e escolaridade da mãe.

Portanto, o modelo final foi aquele cujos coeficientes estão apresentados na Tabela 8.

Com o modelo obtido, pode-se concluir que o risco de um nascido vivo morrer antes de completar um ano de vida é aumentado se recém-nascido for do sexo masculino, se tiver baixo peso, se apresentar um índice de Apgar no 1º minuto e no 5º minuto inferior a 8, apresentar anomalia congênita, se a duração da gestação for menor que 37 semanas, se a mãe tiver realizado menos de 7 consultas de pré-natal, se a mãe tiver mais que dois filhos, menos que 20 ou mais que 34 anos e se tiver menos de 11 anos de estudo.

Algumas variáveis são mais importantes de serem destacadas, por estarem presentes na maioria dos estudos com fatores de risco. Considerando o peso ao nascer, a OR = 11,38 indica que a chance de óbito entre os bebês que nasceram com 500 a 1499 gramas, é onze vezes a de bebês que nasceram com peso ideal, entre 2500 e 2999 gramas. O índice Apgar 1º minuto (OR = 2,31) e Apgar 5º minuto (OR = 5,85) inferiores a 7 mostram que o risco de óbito comparado aos que nasceram com índice maior que 9 é respectivamente o dobro e o quádruplo.

Conforme o modelo, as crianças que nascem com alguma anomalia (OR = 17,92) tem aproximadamente 18 vezes a chance de vir a óbito quando comparadas as que não nasceram com anomalia. Gestações com menos de 37 semanas (OR = 1,70) e nenhuma consulta pré-natal (OR = 2,21), são fatores de risco que fazem também com que dobre o risco de óbito entre os recém-nascidos.

**Tabela 8** – Principais resultados da Análise de regressão logística múltipla, RS, 2008

Variáveis independentes	OR ajustado *	IC 95%	$\beta$	p-valor
<b>Sexo</b>				
Feminino	1			
Masculino	1,22	1,07 – 1,40	0,20	$\leq 0,01$
<b>Peso ao nascer (g)</b>				
0 a 499	40,46	20,50 – 76,37	3,68	$\leq 0,01$
500 a 1499	11,38	9,10 – 15,10	2,43	$\leq 0,01$
1500 a 2499	1,64	1,29 – 2,04	0,49	$\leq 0,01$
2500 a 2999	1			
3000 a 3999	0,60	0,50 – 0,74	- 0,52	$\leq 0,05$
$\geq 4000$	0,63	0,42 – 0,97	- 0,46	$\leq 0,01$
<b>Apgar 1º minuto</b>				
9 ou 10	1			
7 ou 8	1,28	1,09 – 1,59	0,24	0,10
$< 7$	2,31	1,91 – 3,02	0,84	$\leq 0,05$
<b>Apgar 5º minuto</b>				
9 ou 10	1			
7 ou 8	1,67	1,33 – 2,09	0,51	$\leq 0,01$
$< 7$	5,85	4,68 – 7,30	1,77	$\leq 0,01$
<b>Anomalia</b>				
Sem	1			
Com	17,92	14,60 – 21,98	2,89	$\leq 0,01$
<b>Duração gestação (semanas)</b>				
A termo $\geq 37$	1			
Pré-termo $< 37$	1,70	1,39 – 2,08	0,53	$\leq 0,01$
<b>Consulta pré-natal</b>				
$\geq 7$	1			
1 a 6	1,36	1,18 – 1,57	0,31	$\leq 0,01$
Nenhuma	2,21	1,66 – 2,93	0,79	$\leq 0,01$
<b>Paridade</b>				
$\leq 2$	1			
$> 2$	1,40	1,15 – 1,70	0,34	$\leq 0,01$
<b>Idade materna (anos)</b>				
20 a 34	1			0,02
$\geq 35$	0,80	0,67 – 0,97	- 0,22	0,02
$< 20$	1,12	0,95 – 1,32	0,11	0,19
<b>Escolaridade materna (anos)</b>				
12 ou mais	1			
4 a 11	1,44	1,19 – 1,75	0,37	$\leq 0,05$
0 a 3	1,81	1,34 – 2,46	0,59	$\leq 0,05$
constante			- 6,20	

\*Odds ratio ajustado para as outras covariáveis da tabela por meio da regressão logística múltipla; OR ajustado =1: categoria de referência; IC 95%: Intervalo de Confiança de 95%.



Pela análise de resíduos, constata-se que os resíduos são normalmente distribuídos e independentes, não foi encontrado nenhum *outlier* influente que interferisse sobre a função de regressão ajustada, variância pequena em torno do ajuste e sem problemas de colinearidade e multicolinearidade, denotando que o modelo é apropriado.

O modelo final, obtido com a regressão logística múltipla, é representado pela aplicação da equação (41) cujas covariáveis indicam os fatores de risco para a mortalidade infantil dos nascidos vivos na região do Rio Grande do Sul, no ano de 2008: sexo, peso ao nascer, Índice de Apgar 1º minuto, Índice de Apgar 5º minuto, anomalias congênicas, duração da gestação, consultas pré-natais, paridade, idade materna e escolaridade da mãe.

Os coeficientes  $\beta_i$ 's da equação (41) correspondem aos valores do ln (OR ajustado) da Tabela 8, para cada categoria das covariáveis.

$$\begin{aligned} \ln odds = & \beta_0 + \beta_1 X_{\text{sexo}} + \beta_{2.1} X_{\text{Peso}} + \beta_{2.2} X_{\text{Peso}} + \beta_{2.3} X_{\text{Peso}} + \beta_{2.4} X_{\text{Peso}} + \beta_{2.4} X_{\text{Peso}} + \beta_{3.1} X_{\text{Apgar1}} + \\ & + \beta_{3.2} X_{\text{Apgar1}} + \beta_{4.1} X_{\text{Apgar5}} + \beta_{4.2} X_{\text{Apgar5}} + \beta_5 X_{\text{Anomalia}} + \beta_6 X_{\text{Gestação}} + \beta_{7.1} X_{\text{Consultas}} + \\ & + \beta_{7.2} X_{\text{Consultas}} + \beta_8 X_{\text{Paridade}} + \beta_{9.1} X_{\text{Idad.Mãe}} + \beta_{9.2} X_{\text{Idad.Mãe}} + \beta_{10.1} X_{\text{Esc.Mãe}} + \beta_{10.2} X_{\text{Esc.Mãe}} \end{aligned} \quad (41)$$

Assim,

$$\begin{aligned} \ln odds = & -6,20 + 0,20 X_{\text{sexo}} + 3,68 X_{\text{Peso}} + 2,43 X_{\text{Peso}} + 0,49 X_{\text{Peso}} - 0,52 X_{\text{Peso}} - 0,46 X_{\text{Peso}} + \\ & + 0,24 X_{\text{Apgar1}} + 0,84 X_{\text{Apgar1}} + 0,51 X_{\text{Apgar5}} + 1,77 X_{\text{Apgar5}} + 2,89 X_{\text{Anomalia}} + 0,53 X_{\text{Gestação}} + \\ & + 0,31 X_{\text{Consultas}} + 0,79 X_{\text{Consultas}} + 0,34 X_{\text{Paridade}} - 0,22 X_{\text{Idad.Mãe}} + 0,11 X_{\text{Idad.Mãe}} + 0,37 X_{\text{Esc.Mãe}} + \\ & + 0,59 X_{\text{Esc.Mãe}}. \end{aligned}$$

A seguir, é exemplificado uma situação hipotética ao extremo que ilustra a utilização do modelo múltiplo encontrado (Tabela 8) para estimar a probabilidade da ocorrência da mortalidade infantil.

**Situação:** Qual é probabilidade de óbito de um nascido vivo, com menos de um ano de vida, que, ao nascer: seja do sexo masculino, peso entre 500 a 1499 gramas, com índice de Apgar 1º e 5º minuto menores que 7, que apresente anomalia congênita, gestação inferior a 37 semanas, que

não tenha realizado nenhuma consulta, que a mãe tenha mais que dois filhos, idade inferior a 20 anos e escolaridade inferior a 3 anos.

$$\ln odds = -6,20 + 0,20X(1) + 3,68X(0) + 2,43X(1) + 0,49X(0) - 0,52X(0) - 0,46X(0) + 0,24X(0) + 0,84X(1) + 0,51X(0) + 1,77X(1) + 2,89X(1) + 0,53X(1) + 0,31X(0) + 0,79X(1) + 0,34X(1) - 0,22X(0) + 0,11X(1) + 0,37X(0) + 0,59X(1)$$

$$\ln odds = -6,20 + 0,20 + 2,43 + 0,84 + 1,77 + 2,89 + 0,53 + 0,79 + 0,34 + 0,11 + 0,59 = 4,3$$

$$P(Y/X) = \frac{1}{1 + e^{-(\ln odds)}} = \frac{1}{1 + e^{-(4,3)}} = 98,7\%$$

Nesta situação, observa-se o ajuste do modelo encontrado em situação extrema, onde o nascido vivo apresenta todas as covariáveis com valores nas faixas de risco, e o modelo estima uma elevada probabilidade de óbito de 98,7%, coerente com a situação.

## 5 CONCLUSÃO

O desenvolvimento desta pesquisa, pelo fato de contribuir de forma relevante para a compreensão dos procedimentos de cálculos envolvidos na técnica de análise de regressão logística múltipla binária, assim como para a identificação dos fatores de risco relevantes associados à mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, pode-se dizer que atingiu-se os objetivos propostos para este estudo.

Análises de óbitos infantis são relevantes e necessários, mas as análises de causas de morte são limitadas pela qualidade das informações das DO, mas permitem verificar a variabilidade das práticas médicas quanto ao preenchimento das DOs. As causas de morte mencionadas na DO refletem a opinião informada sobre as afecções que conduziram à morte e as relações existentes entre elas.

Considerando-se os resultados obtidos neste estudo, conclui-se que a existência de um banco de dados oficial, com acesso livre e gratuito, é de suma importância, proporcionando a realização de estudos científicos que tenham por objetivo identificar, neste caso, fatores de risco para eventos de grande relevância para a Saúde Pública, como a mortalidade infantil.

No desenvolvimento da pesquisa, o modelo ajustado para os dados foi ao encontro da identificação dos fatores de risco para a mortalidade infantil de nascidos vivos para o estado do Rio Grande do Sul, cujas variáveis identificadas foram: sexo (masculino), peso ao nascer (inferior a 2500 gramas ou superior a 3000 gramas), Índice de Apgar 1º minuto (inferior a 9), Índice de Apgar 5º minuto (inferior a 9), anomalias congênitas (presente), duração da gestação (inferior a 37 semanas), consultas pré-natais (menos 7), paridade (mais que 2), idade materna (menos que 20 e maior que 34 anos) e escolaridade da mãe (menos de 12 anos).

Devido às diferenças de condições socioeconômicas, sociais e ambientais podem diferir quanto à inclusão de algumas covariáveis no modelo, mas em suma, os achados deste estudo confirmam a maioria dos resultados encontrados por outros autores para diversas regiões do Estado brasileiro.

Acredita-se, que este estudo possa contribuir para orientação e planejamento das políticas públicas de saúde com ênfase nos cuidados às gestantes, no período de gestação e no momento do parto, nos cuidados aos recém-nascidos, por meio de intervenções que possibilitem uma redução nas taxas de baixo peso ao nascer e cuidados no momento do parto, alcançando-se uma elevação

nos índices dos nascidos vivos, refletidos nos valores dos índices de Apgar 1º minuto e no 5º minuto e na prematuridade.

Os resultados deste trabalho indicam a necessidade de políticas de saúde, especialmente dirigidas para a redução de cesáreas para a melhoria da cobertura e acesso aos serviços atenção pré-natal e ao recém-nascido, com intuito de identificar precocemente eventuais doenças maternas e fetais, possibilitando, desta maneira, a sobrevivência dos recém-nascidos e da mãe.

Desta forma, espera-se que este trabalho sirva como referência para futuras pesquisas realizadas no campo das ciências da saúde, tanto por este estudo utilizar análise de regressão logística múltipla como pelo fato de realizar a linkagem dos bancos de dados (DO e DN) de todo o ano 2008, que tornou os valores mensurados mais realistas sobre a situação do estado.

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, M. F; Melo Jorge M H P. Small for gestational age: risk factor for neonatal mortality. **Revista Saúde Pública**; 32(3): 217 – 24,1998.

ALMEIDA, MF et al. Mortalidade neonatal no Município de São Paulo: influência do peso ao nascer e de fatores sócio-demográficos e assistências. **Revista Brasileira Epidemiologia**. vol. 5, pag. 93-106, 2002.

BARRIENTOS, M. Mundo taxa de mortalidade infantil. INDEX MUNDI. 2011. Disponível em: <[http://www.indexmundi.com/pt/mundo/taxa\\_de\\_mortalidade\\_infantil.html](http://www.indexmundi.com/pt/mundo/taxa_de_mortalidade_infantil.html)>. Acesso em: 10 Jan 2012.

DRUMOND, E. de F. Óbitos neonatais precoces em Belo Horizonte: um enfoque de causas múltiplas. **Caderno Saúde Coletiva**, pag.380-384, Rio de Janeiro, 2010.

FILHO, U. D. Introdução à Bioestatística: para simples mortais. São Paulo: Negócio Editora, 1999.

HAIR, Jr., J. H et al. Análise Multivariada de Dados. 5 ed. Porto Alegre: Bookman. 2005.

HELENA, E. T de S; SOUSA, C. A de; SILVA, C. A da. Fatores de risco para mortalidade neonatal em Blumenau, Santa Catarina: linkage entre banco de dados. Blumenau SC, 2005.

HILL, K; CHOI Y. Neonatal mortality in the developig world. Demographic Research; 18:429-452, 2006.

HORTA, B L et al. Monitorização da mortalidade na coorte de nascimentos de 1982 a 2006, Pelotas, RS. **Revista Saúde Pública**, vol.42, suppl.2, pp. 108-114, 2008.

HOSMER, Jr. D.W; LEMESHOW, S. Applied Logistic Regression. New York: John Wiley, 1989.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE, 1998). Estatísticas do Registro Civil, v. 23, Rio de Janeiro: IBGE.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE, 1999). Evolução e perspectivas da mortalidade infantil. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/evolucao\\_perspectivas\\_mortalidade/evolucao\\_mortalidade.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/evolucao_perspectivas_mortalidade/evolucao_mortalidade.pdf)>. Acesso em: 23 set. 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE, 2010). Sala de Imprensa: Indicadores de Desenvolvimento Sustentável-Brasil 2010 Disponível em:

<[http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia\\_visualiza.php?id\\_noticia=1703&id\\_pagina=1](http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_visualiza.php?id_noticia=1703&id_pagina=1)> Acesso em: 16 abr 2011.

JEKEL, J. F.; ELMORE, J. G.; KATZ, D. L. Epidemiologia, Bioestatística e Medicina Preventiva. Tradução de Ricardo Savaris. Porto Alegre: Artmed, 1999.

KOZU, K. T. et al. Mortalidade Infantil: causas e fatores de risco: um estudo bibliográfico, 2005. Disponível em:

<<http://www.medstudents.com.br/original/original/mortinf/mortinf.htm>>. Acesso em: 12 jul. 2009.

KOZU, KT et al. Mortalidade infantil: causas e fatores de risco-um estudo bibliográfico. Homepage do Medstudents [on-line] 2006. Disponível em:

<<http://www.medstudents.com.br/original/original/mortinf/mortinf.htm>>. Acesso em 18 set. 2011.

LAURENTI, R. Mortalidade infantil nos Estados Unidos, Suécia e Estado de São Paulo. **Revista Saúde Pública**, vol.21 n.º.3 São Paulo, junho, 1987.

MACHADO, C.J; HILL, K. Determinants of neonatal and post-neonatal mortality in the City of São Paulo. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, vol.6, n.º.4, p.345-358, dec 2003.

MENEZES, A.M.B et.al. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993. **Revista de Saúde Pública**, vol. 32 n.º. 3. São Paulo, junho 1998.

MEZZOMO. Meire. ESTUDO DA MORTALIDADE INFANTIL – UM MODELO DE REGRESSÃO LOGÍSTICA MÚLTIPLA. Monografia (Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2010.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS/FUNASA, 2001). Manual de Procedimentos do Sistema de Informações sobre Mortalidade - Vigilância Epidemiológica, Brasília, 2001. Disponível em:

<[http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/sis\\_mortalidade.pdf](http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/sis_mortalidade.pdf)>. Acesso em: 20 nov. 2010.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS/SVSA, 2001). Portaria n.º 723/GM Em 10 de maio de 2001.

<<http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/Portaria%20723.pdf>> Acesso em: 25 nov. 2010.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS/SVSB, 2002). Sistema de Informações sobre Mortalidade – SIM. Disponível em:

<[http://portal.saude.gov.br/portal/saude/visualizar\\_texto.cfm?idtxt=21377](http://portal.saude.gov.br/portal/saude/visualizar_texto.cfm?idtxt=21377)>. Acesso em: 4 out. 2011.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS/SVSC, 2002). Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – SINASC. Disponível em:

<[http://portal.saude.gov.br/saude/visualizar\\_texto.cfm?idtxt=21379](http://portal.saude.gov.br/saude/visualizar_texto.cfm?idtxt=21379)>. Acesso em: 03 out. 2011.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS/SVSD 2004). Saúde Brasil 2004: uma análise da situação de saúde. Disponível em:

<[http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/partes/saude\\_brasil2004\\_capitulo1.pdf](http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/partes/saude_brasil2004_capitulo1.pdf)>. Acesso: 25 nov. 2010.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS/SVSf 2004): Análise da situação de saúde. Disponível em: <[http://portal.saude.gov.br/portal/svs/visualizar\\_texto.cfm?idtxt=21169](http://portal.saude.gov.br/portal/svs/visualizar_texto.cfm?idtxt=21169)>. Acesso: 25 nov. 2010.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS/SVSe, 2009). Manual de Vigilância do Óbito Infantil e Fetal e do Comitê de Prevenção do Óbito Infantil e Fetal. <[http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/Manual\\_Infantil\\_Fetal.pdf](http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/Manual_Infantil_Fetal.pdf)>. Acesso em: 25 set. 2010.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS, 2010). Objetivos de Desenvolvimento do Milênio - Relatório Nacional de Acompanhamento. Disponível em: <[http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/relatorio\\_nacional\\_acompanhamento\\_220910.pdf](http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/relatorio_nacional_acompanhamento_220910.pdf)>. Acesso em: 15 out. 2010.

MOREIRA, L.F. **Multicolinearidade em Análise de Regressão**. XII ERMAC, 2008.

NASCIMENTO, E.M.R do et al. Estudo de fatores de risco para óbitos de menores de um ano mediante compartilhamento de bancos de dados. **Caderno Saúde Pública**, v.24 nº.11 Rio de Janeiro nov. 2008.

NETO, O. L de M; BARROS, M. B. de B. Fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal na Região Centro-Oeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. **Caderno de Saúde Pública**. v. 16, n. 2. Rio de Janeiro. Abr/jun, 2000.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE (OMS/1975). Classificação estatística internacional de doenças: manual de lesões e causas de óbito; 9ª Rev., 1975. São Paulo, Centro Brasileiro Classificação Doenças em Português, 1979.

PAGANO, M; GAUVREAU, K. Princípios de Bioestatística. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 506p, 2004.

PAILAQUILÉN, R. M. B et AL. Tendência da mortalidade infantil e dos neonatos menores de 32 semanas e de muito baixo peso. **Revista Latino Americana de Enfermagem**, vol.19 nº.4 Ribeirão Preto July/Aug, 2011.

PORTA ACTION. Portal Action. Disponível em: <<http://www.portalaction.com.br/687-3-regress%C3%A3o-log%C3%ADstica>> Acesso em : 15 jan. 2012.

SECRETARIA DA SAUDE (SS, 2008). Estatísticas de Saúde: mortalidade 2007. Porto Alegre: 2008. vol. 32. Disponível em: <<http://www.saude.rs.gov.br/dados/1227272905038Publicacao%20SIM%202007.pdf>> Acesso em: 16. jan. 2011. SILVA, C. F. et al. Fatores de risco para mortalidade infantil em município do Nordeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis, 2000 a 2002. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 9, n. 1, p. 69-80, 2006.

SILVA, C. F. Fatores de risco para a mortalidade infantil em município do nordeste do Brasil: linkage entre banco de dados de nascidos vivos e óbitos infantis, 2000 a 2002. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 9, n. 1, p. 69-80, 2006.

SIMÕES, C. C. S. Novas estimativas da mortalidade infantil – 1980/87. In. Perfil Estatístico de Crianças e Mães no Brasil: Mortalidade Infantil e Saúde na Década de 80 (C. C. S. Simões, org.), pp. 14-48, Rio de Janeiro: IBGE/UNICEF, 1989.

SIMÕES, C. C. da S. A mortalidade infantil na transição da mortalidade no Brasil: um estudo comparativo entre o Nordeste e o Sudeste. Belo Horizonte, 1997. Tese (Doutorado em Demografia) - Universidade Federal de Minas Gerais: CEDEPLAR, 1997.

SÍNTESE de indicadores sociais (SIS, 2010). Uma análise das condições de vida da população brasileira 2010. Rio de Janeiro: IBGE. (Estudos e pesquisas. Informação demográfica e socioeconômica, 27).

SISTEMA ÚNICO DE SAÚDE (SUS, 2006). Painel de indicadores do SUS. Brasília: Ministério da Saúde. Disponível em:<[http://www.fss.org.br/arq\\_biblioteca/painel\\_indicadores\\_do\\_sus.pdf](http://www.fss.org.br/arq_biblioteca/painel_indicadores_do_sus.pdf)>. Acesso em: 3 nov. 2010.

SOUZA, R. K. T; GOTLIEB, S. L. D. Probabilidade de morrer no primeiro ano de vida em área urbana da Região Sul do Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 27, n. 6, p. 445-454, 1993.

UNICEF. Saúde Materna e Neonatal. Situação mundial da Infância. Disponível em:<[http://www.unicef.pt/docs/situacao\\_mundial\\_da\\_infancia\\_2009.pdf](http://www.unicef.pt/docs/situacao_mundial_da_infancia_2009.pdf)> Acesso em: 5 jan. 2012

VICTORA, C. G.; GRASSI, P. R.; SCHMIDT, A. M. Situação de saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980-1992: tendências temporais e distribuição espacial. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 28, n. 6, dez. 1994.



**ANEXOS**

## ANEXO A – Formulário de Declaração de Nascido Vivo

## ESTRUTURA DO SINASC PARA O CD-ROM

Os arquivos são DBF e estão compactados na forma de DBC. Para descompactá-los, ou expandi-los utilize o TABWIN, opção Arquivos Comprime/Expande arquivos DBF.

Os campos dos arquivos são os seguintes:

CAMPO	NOME	TIPO/TAM	DESCRIÇÃO
01	NúmeroDN	C(08)	Número da DN, seqüencial por UF informante e por ano
02	LOCNASC	C(01)	Local de ocorrência do nascimento, conforme a tabela: 0: Ignorado 1: Hospital 2: Outro Estab Saude 3: Domicílio 4: Outro
03	CODETAB	C(09)	Código de estabelecimento
04	CODBAINASC	C(03)	Código Bairro nascimento
05	CODMUNNASC	C(07)	Município de ocorrência, em codificação idêntica a de CODMUNRES, conforme tabela TABMUN.
06	IDADEMAE	C(02)	Idade da mãe em anos.
07	ESTCIVMAE	C(01)	Estado civil, conforme a tabela: 1: Solteiro 2: Casado 3: Viuvo 4: Separado judicialmente 9: Ignorado
08	ESCMAE	C(01)	Escolaridade, anos de estudo concluídos: 1: Nenhum 2: 1 a 3 anos 3: 4 a 7 anos 4: 8 a 11 anos 5: 12 e mais 9: Ignorado
09	ODOCUPMAE	C(05)	Ocupação, conforme a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO)
10	QTDFILVIVO	C(02)	Número de filhos vivos.
11	QTDFILMORT	C(02)	Número de filhos mortos, ignorados, não incluindo o próprio.
12	CODMUNRES	C(07)	Município de residência, em codificação idêntica a de CODMUNOCOR, conforme tabela TABMUN

CAMPO	NOME	TIPO/TAM	DESCRIÇÃO
13	GESTACAO	C(01)	Semanas de gestação, conforme as tabelas: 9: Ignorado 1: Menos de 22 semanas 2: 22 a 27 semanas 3: 28 a 31 semanas 4: 32 a 36 semanas 5: 37 a 41 semanas 6: 42 semanas e mais
14	GRAVIDEZ	C(01)	Tipo de gravidez, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Única 2: Dupla 3: Tripla e mais
15	PARTO	C(01)	Tipo de parto, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Vaginal 2: Césareo
16	CONSULTAS	C(01)	Número de consultas de pré-natal: 1: Nenhuma 2: de 1 a 3 3: de 4 a 6 4: 7 e mais 9: Ignorado
17	DTNASC	C(08)	Data do nascimento, no formato ddmmaaa
18	SEXO	C(01)	Sexo, conforme a tabela: 0: Ignorado, não informado 1: Masculino 2: Feminino
19	APGAR 1	C(02)	Apgar no primeiro minuto 00 a 10
20	APGAR 5	C(02)	Apgar no quinto minuto 00 a 10
21	RACACOR	C(01)	Raça/Cor: 1: Branca 2: Preta 3: Amarela 4: Parda 5: Indígena
22	PESO	C(04)	Peso ao nascer, em gramas.
23	IDANOMAL	C(01)	1: Com anomalia 2: Sem Anomalia
24	CODANOMAL	(04)	Código de malformação congênita ou anomalia cromossômica, de acordo com a CID-10

## ANEXO B – Formulário de Declaração de óbito

## ESTRUTURA DO SIM PARA O CD-ROM

Os arquivos são DBF e estão compactados na forma de DBC. Para descompactá-los, ou expandi-los utilize o TABWIN, opção Arquivos Comprime/Expande arquivos DBF.

Os campos dos arquivos são os seguintes:

CAMPO	NOME	TIPO/TAM	DESCRIÇÃO
01	NÚMERODO	C(08)	Número da DO, seqüencial por UF informante e por ano
02	TIPÓBITO	C(01)	1: Óbito fetal 2: Óbito não fetal
03	DTÓBITO	C(08)	Data do óbito, no formato ddmmaaaa
04	NATURAL	C(03)	Naturalidade, conforme a tabela de países. Se for brasileiro, porém, o primeiro dígito contém 8 e os demais o código da UF de naturalidade
05	DTNASC	C(08)	Data de nascimento no formato ddmmaaaa
06	IDADE	C(03)	Idade, composto de dois subcampos. O primeiro, de 1 dígito, indica a unidade da idade, conforme a tabela a seguir. O segundo, de dois dígitos, indica a quantidade de unidades: 0: Idade ignorada, o segundo subcampo e 1: Horas, o segundo subcampo varia de 01 a 23 2: Dias, o segundo subcampo varia de 01 a 29 3: Meses, o segundo subcampo varia de 01 a 11 4: Anos, o segundo subcampo varia de 00 a 99 5: Anos (mais de 100 anos), o segundo subcampo varia de 0 a 99. Exemplos: 000: Idade ignorada 020: 20 minutos 103: 3 horas 204: 4 dias 305: 5 meses 400: menor de 1 ano, mas não se sabe o número de horas, dias ou meses 410: 10 anos 505: 105 anos
07	SEXO	C(01)	Sexo, conforme a tabela: 0: Ignorado, não informado 1: Masculino 2: Feminino
08	RACACOR	C(01)	Raça/cor: 1: Branca 2: Preta 3: Amarela 4: Parda 5: Indígena

CAMPO	NOME	TIPO/TAM	DESCRIÇÃO
09	ESTCIVIL	C(01)	Estado civil, conforme a tabela: 1: Solteiro 2: Casado 3: Viúvo 4: Separado judicialmente 9: Ignorado
10	ESC	C(01)	Escolaridade, anos de estudo concluídos: 1: Nenhum 2: 1 a 3 anos 3: 4 a 7 anos 4: 8 a 11 anos 5: 12 e mais 9: Ignorado
11	OCUP	C(05)	Ocupação, conforme a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO)
12	CODBAIRES	C(03)	Código do bairro de residência
13	CODMUNRES	C(07)	Município de residência, em codificação idêntica à de CODMUNOCOR, conforme tabela TABMUN.
14	LOCOCOR	C(01)	Local de ocorrência do óbito, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Hospital 2: Outro estab saúde 3: Domicílio 4: Via Pública 5: Outros
15	CODETAB	C(07)	Código do estabelecimento
16	CODMUNOCOR	C(07)	Município de ocorrência do óbito, conforme codificação do IBGE.
17	IDADEMAE	C(02)	Idade da mãe em anos.
18	ESMAE	C(01)	Escolaridade da mãe, conforme ESCOLARIDADE
19	OCUPMAE	C(05)	Ocupação da mãe, conforme codificação de OCUPAÇÃO
20	QTDFILVIVO	C(02)	Número de filhos vivos.
21	QTDFILMORT	C(02)	Número de filhos mortos, ignorados, não incluindo o próprio.
22	GRAVIDEZ	C(01)	Tipo de gravidez, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Única 2: Dupla 3: Tripla e mais

CAMPO	NOME	TIPO/TAM	DESCRIÇÃO
23	GESTACAO	C(01)	Semanas de gestação, conforme as tabelas: 9: Ignorado 1: Menos de 22 semanas 2: 22 a 27 semanas 3: 28 a 31 semanas 4: 32 a 36 semanas 5: 37 a 41 semanas 6: 42 semanas e mais
24	PARTO	C(01)	Tipo de parto, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Vaginal 2: Cesáreo
25	OBITOPARTO	C(01)	Morte em relação ao parto, conforme tabela: 9: Ignorado 1: Antes 2: Durante 3: Depois
26	PESO	C(04)	Peso ao nascer, em gramas.
27	OBITOGRAV	C(01)	Morte durante a gravidez, conforme tabela: 9: Ignorado 1: Sim 2: Não
28	OBITOPUERP	C(01)	Morte durante o puerpério, conforme tabela: 9: Ignorado 1: Sim, até 42 dias 2: Sim, de 43 dias a 01 ano 3: Não
29	ASSISTMED	C(01)	Indica se houve assistência médica, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Com assistência 2: Sem assistência
30	EXAME	C(01)	Indica se houve exame complementar, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Sim 2: Não
31	CIRURGIA	C(01)	Indica se houve cirurgia, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Sim 2: Não
32	NECROPSIA	C(01)	Indica se houve necropsia, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Sim 2: Não
33	CAUSABAS	C(04)	Causa básica, conforme a Classificação Internacional de Doença (CID), 10ª Revisão

## Estrutura de Dados SIM

CAMPO	NOME	TIPO/TAM	DESCRIÇÃO
34	LINHAA	C(04)	Linha A do atestado, conforme a Classificação Internacional de Doença (CID), 10ª Revisão
35	LINHAB	C(04)	Linha B do atestado, conforme a Classificação Internacional de Doença (CID), 10ª Revisão
36	LINHAC	C(04)	Linha C do atestado, conforme a Classificação Internacional de Doença (CID), 10ª Revisão
37	LINHAD	C(04)	Linha D do atestado, conforme a Classificação Internacional de Doença (CID), 10ª Revisão
38	LINHA II	C(04)	Linha II do atestado, conforme a Classificação Internacional de Doença (CID), 10ª Revisão
39	ATESTANTE	C(01)	Indica se o médico que assina atendeu o paciente 1: Sim 2: Substituto 3: IML 4: SVO 5: Outros
40	CIRCOBITO	C(01)	Indica o tipo de acidente, se cabível: 9: Ignorado 1: Acidente 2: Suicídio 3: Homicídio 4: Outros
41	ACIDTRAB	C(01)	Indica se foi acidente do trabalho, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Sim 2: Não
42	FONTE	C(01)	Fonte da informação, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Boletim de Ocorrência 2: Hospital 3: Família 4: Outra