

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

**IDENTIFICAÇÃO DE FATORES DE RISCO PARA O
BAIXO PESO AO NASCER – UMA ANÁLISE DE
REGRESSÃO LOGÍSTICA**

MONOGRAFIA DE ESPECIALIZAÇÃO

Francisca Brum Tolio

Santa Maria, RS, Brasil

2011

IDENTIFICAÇÃO DE FATORES DE RISCO PARA O BAIXO PESO AO NASCER – UMA ANÁLISE DE REGRESSÃO LOGÍSTICA

Francisca Brum Tolio

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^a. Dr^a Anaelena Bragança de Moraes

Santa Maria, RS, Brasil

2011

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

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

**IDENTIFICAÇÃO DE FATORES DE RISCO PARA O BAIXO PESO AO
NASCER – UMA ANÁLISE DE REGRESSÃO LOGÍSTICA.**

elaborada por
Francisca Brum Tolio

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

COMISSÃO EXAMINADORA:

Anaelena Bragança de Moraes, Dr^a
(Presidente/Orientadora)

Roselaine Ruviaro Zanini, Dr^a (UFSM)

Luciane Flores Jacobi, Dr^a (UFSM)

Santa Maria, 9 de dezembro de 2011.

“(...) meu papel no mundo não é só o de quem constata o que ocorre, mas também o de quem intervém como sujeito de ocorrências. (...). Ninguém pode estar no mundo de luvas nas mãos apenas constatando (...). A mudança do mundo implica a dialetização entre a denúncia da situação desumanizante e o anúncio de sua superação, no fundo, o nosso sonho.”

(Paulo Freire)

AGRADECIMENTOS

Ao término deste trabalho agradeço:

À orientadora Professora Anaelena Bragança de Moraes, pela dedicação, paciência e compreensão nos momentos que não pude estar presente, pela ajuda nas horas difíceis, e principalmente pelo aprendizado que me foi concedido;

As professoras Roselaine Ruviano Zanini e Luciane Flores Jacobi, por serem membros da banca examinadora, colaborando para as contribuições e sugestões dadas a este trabalho. E pela compreensão durante a correção e apresentação do trabalho;

Ao colega Felipe Sehnem Mattana pela ajuda nas correções no banco de dados;

A minha mãe e ao meu marido por cuidarem do meu filho recém-nascido nos dias em que me fiz ausente, muito obrigada, amo muito vocês;

Ao programa de Pós-Graduação em Estatística e Modelagem Quantitativa, pela oportunidade;

A todos que contribuíram para a realização deste trabalho, meu muito obrigada.

RESUMO

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

IDENTIFICAÇÃO DE FATORES DE RISCO PARA O BAIXO PESO AO NASCER – UMA ANÁLISE DE REGRESSÃO LOGÍSTICA.

AUTORA: FRANCISCA BRUM TOLIO

ORIENTADORA: ANAELENA BRAGANÇA DE MORAES

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 9 de dezembro de 2011.

OBJETIVO: Identificar os fatores de risco para o baixo peso ao nascer de gestações únicas, por meio da análise de regressão logística com desfecho binário, utilizando dados do Sistema de Informações de Nascidos Vivos – SINASC do RS no ano de 2008. **MÉTODOS:** A população do estudo foi de 131.736 nascidos vivos após correções. Utilizou-se a análise de regressão logística múltipla com nível de significância de 5%. A análise dos dados foi realizada utilizando-se o aplicativo computacional PASW 17.0. **RESULTADOS:** 8,1% dos recém-nascidos apresentaram baixo peso ao nascer no RS em 2008. Foram identificados os fatores de risco significativos para o baixo peso ao nascer: mães nulíparas (OR = 1,41); mães com idade materna maior ou igual a 35 anos (OR = 1,40); mães com escolaridade de 0 a 3 anos (OR = 1,67) e mães com escolaridade de 4 a 11 anos (OR = 1,20), mães que não possuíam união estável (OR = 1,11); mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal (OR = 3,48); mães que realizaram de 1 a 6 consultas pré-natais (OR = 1,74); nascidos vivos que nasceram fora do hospital (OR = 2,05); nascidos vivos prematuros (OR = 31,43); do sexo feminino (OR = 1,45) e nascidos vivos com anomalia genética (OR = 2,42). **CONCLUSÕES:** A prematuridade foi o principal fator de risco para a ocorrência de baixo peso ao nascer, seguido do número de consultas pré-natal mostrando a importância de a mãe ter um acompanhamento durante a gestação, com qualidade.

Palavras-chave: Regressão logística, Baixo peso ao nascer, Fatores de risco, Nascido Vivo.

ABSTRACT

OBJECTIVE: To identify risk factors for low birth weight singleton pregnancies by means of logistic regression analysis with binary outcomes, using data from the Information System on Live Births - SINASC RS in 2008. **METHODS:** The study population was 131,736 live births after corrections. We used a multiple logistic regression analysis with a significance level of 5%. Data analysis was performed using the computer application PASW 17.0. **RESULTS:** 8.1% of newborns had low birth weight in RS in 2008. We identified the significant risk factors for low birth weight: nulliparous mothers (OR = 1.41), mothers with maternal age greater than or equal to 35 years (OR = 1.40), mothers with schooling of 0 to 3 years (OR = 1.67) and mothers with schooling 4-11 years (OR = 1.20), mothers who did not have a stable relationship (OR = 1.11), mothers who did not attend any prenatal visits (OR = 3.48), mothers who had 1-6 prenatal visits (OR = 1.74); live births born outside the hospital (OR = 2.05), preterm births (OR = 31.43); females (OR = 1.45) and live births with genetic defects (OR = 2.42). **CONCLUSIONS:** Prematurity was the main risk factor for the occurrence of low birth weight, followed by the number of prenatal visits showing the importance of having the mother during pregnancy monitoring, quality.

Keywords: logistic regression, low birth weight, risk factors, Born Alive.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Tabela de contingência da doença versus exposição	15
Tabela 2 - Distribuição do peso ao nascer em gramas, dos nascidos vivos, SINASC/RS, segundo a idade gestacional em 2008.....	29
Tabela 3 - Distribuição de frequências e resultados da análise de regressão logística para os NV de gestação única, tendo como variável dependente o BPN, SINASC/RS, 2008	31
Tabela 4 - Distribuição de frequências e resultados da análise de regressão logística para os NV de gestação única, com idade gestacional menor de 37 semanas tendo como variável dependente o BPN, SINASC/RS, 2008.....	38
Tabela 5 - Distribuição de frequências e resultados da análise de regressão logística para os NV de gestação única, com idade gestacional 37 semanas ou mais, tendo com variável dependente o BPN, SINASC/RS, 2008.....	40

LISTA DE SIGLAS

BPN = Baixo Peso ao Nascer

DATASUS = Departamento de Informações do Sistema Único de Saúde

DN = Declaração de Nascido Vivo

IBGE = Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IC = Intervalo de Confiança

MMQ = Método dos Mínimos Quadrados

MS/SVS = Ministério da Saúde / Sistema de Vigilância em Saúde

NV = Nascido Vivo

OMS = Organização Mundial da Saúde

OR = Razão de Chances

RN = Recém Nascido

SINASC = Sistema de Informações de Nascidos Vivos

WHO = *World Health Organization*

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
1.1 Justificativa	12
1.2 Objetivos.....	12
1.2.1 Objetivo Geral.....	12
1.2.2 Objetivos Específicos.....	13
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	14
2.1 Informações sobre nascidos vivos.....	14
2.2 Odds ou chances	15
2.2.1 Razão de chances (OR)	16
2.3 Regressão Logística	17
2.4 A Função Logística	18
2.5 Probabilidade	19
2.6 Função de Verossimilhança.....	21
2.7 Análise de <i>deviance</i> e seleção de modelos	22
2.8 Teste da razão de verossimilhança	23
2.8.1 Teste de Wald.....	24
3 MATERIAIS E MÉTODOS	25
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	29
5 CONCLUSÕES	45
ARTIGO	
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	4766

1 INTRODUÇÃO

Mesmo com um significativo avanço da medicina, observa-se que ainda existe uma grande incidência de bebês que nascem com baixo peso. Nota-se que no Brasil essa taxa se mantém em torno de 8,0%. Em 2000, 7,7% dos bebês nasceram com baixo peso, em 2004 foi 8,2% e em 2008 esta taxa foi de 8,3%. A região do Brasil que possui menores taxas de baixo peso é a região norte, enquanto que a região sudeste possui as maiores taxas de baixo peso é a região sudeste (SINASC).

O baixo peso ao nascer é definido pela Organização Mundial da Saúde (OMS) como todo nascido vivo com peso ao nascer, inferior a 2.500 gramas. Já a prematuridade é definida como o nascimento que ocorre antes da 37ª semana de gestação. (OMS)

O estudo do baixo peso é importante pelo fato de subsidiar, com informações, os profissionais da saúde a tomar decisões em relação a grupos de localidades que necessitam maior atenção destes, principalmente famílias que não tem acesso ao conhecimento de dados estatísticos sobre baixo peso de bebês, risco de prematuridade, entre outros fatores que influenciam para o baixo peso.

Um acompanhamento de profissionais da saúde durante a gravidez ressalta a importância de que consultas pré-natais sejam realizadas pela mãe. É possível identificar que, o baixo peso ao nascer juntamente com a prematuridade, são os fatores de risco mais importantes para a mortalidade infantil, já que o coeficiente de mortalidade infantil é o principal indicador de saúde de uma população.

Os fatores de risco para o baixo peso ao nascer, mais importantes são: idade gestacional, idade da mãe, número de consultas pré-natais, número de filhos, entre outros.

Com o objetivo de identificar os fatores de risco para o baixo peso, utiliza-se a análise de regressão logística, que é uma técnica estatística que tem como objetivo reproduzir um modelo que permita a medição de valores de uma variável categórica binária, a partir de uma série de variáveis explicativas, ou seja, variáveis independentes (PAGANO, 2004).

Neste estudo utilizou-se a regressão logística múltipla com o objetivo de identificar os fatores de risco para o baixo peso ao nascer, para os nascidos vivos de

gestação única. Os dados foram referentes ao ano de 2008 obtidos no Sistema de Informações de Nascidos Vivos – SINASC do Rio Grande do Sul.

1.1 Justificativa

O baixo peso ao nascer é o fator de risco mais importante para a mortalidade perinatal.

É importante identificar os fatores de risco para a ocorrência do baixo peso ao nascer, oferecendo subsídios para uma melhor compreensão dos profissionais da saúde em relação às orientações à população de gestantes. Estas orientações podem proporcionar uma redução na incidência de baixo peso e conseqüentemente da mortalidade infantil.

A regressão logística com desfecho binário é utilizada em estudos de coorte para identificar fatores de risco. Essa técnica é empregada em estudos científicos onde indivíduos estão expostos aos fatores de risco. Também permite calcular a probabilidade de ocorrência do sucesso e do fracasso do evento de interesse.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo Geral

- Identificar os fatores de risco para o baixo peso ao nascer de gestações únicas, por meio da análise de regressão logística com desfecho binário, utilizando dados do Sistema de Informações de Nascidos Vivos – SINASC do RS no ano de 2008.

1.2.2 Objetivos Específicos

- Identificar os fatores de risco para o baixo peso ao nascer de todos os nascidos vivos;
- Identificar os fatores de risco para o baixo peso ao nascer dos nascidos vivos pré-termos;
- Identificar os fatores de risco para o baixo peso ao nascer dos nascidos vivos a termo;
- Estimar as probabilidades de ocorrência de baixo peso ao nascer frente à presença dos fatores de risco, utilizando os modelos de regressão logística.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Informações sobre nascidos vivos

O Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) foi implantado pelo Ministério da Saúde em 1990, com o objetivo de reunir informações epidemiológicas referentes aos nascimentos informados em todo o território nacional. Por intermédio desses registros é possível subsidiar as intervenções relacionadas à saúde da mulher e da criança, bem como ações de atenção à gestante e ao recém-nascido (MS/SVS, 2002).

O documento básico para esses registros é a Declaração de Nascido Vivo (DN), padronizada nacionalmente e distribuída pelo Ministério da Saúde em três vias, que as repassa às secretarias estaduais e municipais, que posteriormente, são encaminhadas aos estabelecimentos de saúde e cartórios (MS/SVS, 2002).

Utilizando os dados encontrados nestes programas, é possível verificar os pesos dos recém-nascidos, idade da mãe, tempo gestacional, entre outros fatores. O baixo peso ao nascer, por ser um fator socioeconômico importante, vem sendo frequentemente encontrado em estudos de recém-nascidos. (SINASC)

Conforme visto em alguns estudos, o peso ao nascer é o primeiro peso do feto ou recém-nascido obtido após o nascimento, o que deveria, preferencialmente, ser medido dentro da primeira hora de vida, antes que uma perda de peso significativa pós-natal possa ocorrer (WHO, 1992).

O baixo peso ao nascer segundo a Organização Mundial de Saúde (OMS) refere-se ao peso de bebês que nascem com menos de 2.500g. Este peso é adotado em comparações internacionais e baseado em informações epidemiológicas de que crianças pesando menos do que 2.500g têm, aproximadamente, 20 vezes mais risco de morrer do que bebês mais pesados (KRAMER, 1987).

O baixo peso ao nascer, um agravante nas questões socioeconômicas, por ser um fator de risco para a mortalidade infantil sendo que o peso ao nascer assim

como a mortalidade infantil constituem excelentes indicadores socioeconômicos. A prematuridade (idade gestacional < 37 semanas) é o principal mecanismo que leva um recém-nascido a ter baixo peso (peso < 2.500g) (SINASC).

A prematuridade está associada, mais frequentemente a fatores biológicos maternos, crescimento intrauterino restrito e a fatores socioeconômicos (KRAMER, 1987).

Os principais fatores de risco para a obtenção do baixo peso, tanto no presente estudo como nos artigos citados no decorrer do trabalho, foram: idade da mãe, idade gestacional, número de consultas pré-natais, tipo de parto, número de filhos, ocupação da mãe, estado civil e escolaridade.

2.2 Odds ou chances

Odds é a razão entre número de eventos observados e o número de eventos não observados. *Odds* é usada para designar chances a favor versus contra. Para Medronho (2003) a chance (*odds*) de um doente no grupo exposto pode ser descrito pela equação (1):

$$Odds = \frac{\text{número de doentes expostos}}{\text{número de não - doentes expostos}} = \frac{a}{c} \quad (1)$$

Sendo os valores de *a* e *c* definidos de acordo com a tabela de contingência 2 x 2 (Tabela 1).

Tabela 1 – Tabela de contingência da doença versus exposição

	Expostos	Não-Expostos	Total
Doença	a	b	a + b
Sem Doença	c	d	c + d
Total	a + c	b + d	n

Quando o risco ($a/(a+c)$) do evento (doença) é muito pequeno, este valor fica próximo à chance (a/c) do evento.

2.2.1 Razão de chances (OR)

Segundo Pagano (2004), sabe-se que, se a chance de um evento é de a para c , a probabilidade de que o evento ocorra é $a/(a+c)$. A razão de chances é definida como a chance da doença entre os indivíduos expostos dividida pela chance da doença entre os indivíduos não-expostos ou

$$OR = \frac{P(\text{doença / exposto})/[1-P(\text{doença / exposto})]}{P(\text{doença / não - exposto})/[1-P(\text{doença / não - exposto})]} \quad (2)$$

Alternadamente, a razão de chances pode ser definida como a chance de exposição entre indivíduos doentes dividida pela chance de exposição entre os não-doentes.

Neste caso, usando a tabela de contingência, poderíamos estimar que:

$$P(\text{doença / exposto}) = \frac{a}{a+c} \quad (3)$$

e

$$P(\text{doença / não - exposto}) = \frac{b}{b+d} \quad (4)$$

logo,

$$1 - P(\text{doença / exposto}) = 1 - \frac{a}{a+c} = \frac{c}{a+c}, \quad (5)$$

e

$$1 - P(\text{doença / não - exposto}) = 1 - \frac{b}{b+d} = \frac{d}{b+d}. \quad (6)$$

Com esses resultados, pode ser expresso como o quociente das expressões (3), (4), (5) e (6)

$$\widehat{OR} = \frac{[a/(a+c)]/[c/(a+c)]}{[b/(b+d)]/[d/(b+d)]} = \frac{a/c}{b/d} = \frac{a.d}{b.c} \quad (7)$$

Esse estimador é a razão do produto cruzado das frequências simples da Tabela 1.

2.3 Regressão Logística

De maneira geral, existem três procedimentos distintos para a análise dos dados, no que diz respeito à regressão logística: a regressão logística binária, ordinal e nominal. A escolha do método depende do número de categorias, ou fatores, e das características da variável resposta. Uma variável binária é aquela que aceita apenas dois níveis de respostas. Uma variável ordinal segue uma classificação ou ordenação natural. Já a nominal pode ter mais de três níveis e não considera nenhuma ordenação (PENHA, 2002).

A regressão logística é uma técnica semelhante à regressão linear, utilizada quando a variável dependente é categórica e, em geral, dicotômica. O objetivo desta técnica é identificar quais as variáveis independentes que influenciam no resultado (variável dependente) e usá-las numa equação para prever a probabilidade de ocorrência do desfecho em função das variáveis independentes (HOSMER e LEMESHOW, 1989). Estas variáveis independentes podem ser categóricas ou contínuas, sendo que a variável dependente (y) é normalmente binária.

De acordo com Pagano (2004), quando se estuda a regressão linear, estima-se uma equação de regressão para a população

$$\mu_{y/x_1, x_2, \dots, x_q} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_q x_q \quad (8)$$

Ajustando o modelo da forma

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_q x_q + \varepsilon. \quad (9)$$

A resposta Y é contínua e se supõe que segue uma distribuição normal, de modo que, estimando o valor médio da resposta, este corresponda a um determinado conjunto de valores das variáveis explicativas.

2.4 A Função Logística

De modo geral pode-se ajustar o modelo linear

$$p = \beta_0 + \beta_1 x, \quad (10)$$

Esse é simultaneamente o modelo de regressão linear padrão, onde y foi substituído por p (variável aleatória contínua). Como antes, β_0 é o intercepto da linha e β_1 é sua inclinação. Logo se verifica que este modelo não é mais viável. Uma vez que p é uma probabilidade, ela está restrita a assumir valores entre 0 e 1. O termo $\beta_0 + \beta_1 x$, pode facilmente produzir um valor que se encontra fora do intervalo.

Neste caso ajusta-se o modelo da forma

$$p = e^{\beta_0 + \beta_1 x} \quad (11)$$

Essa expressão garante que a estimativa de p seja positiva. No entanto este modelo também não é adequado, pois entende-se que $e^{\beta_0 + \beta_1 x}$, mesmo não produzindo uma estimativa negativa de p , ainda pode assumir valor maior que 1.

Acomodando essa restrição final, ajusta-se o modelo de forma

$$p = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}} \quad (12)$$

A expressão encontrada, chamada de *função logística*, não pode assumir valores que sejam negativos ou maiores que 1, conseqüentemente restringindo o valor da estimativa p ao intervalo exigido.

Lembrando que, se um evento ocorrer com probabilidade p , a chance a seu favor é de $p/(1 - p)$ para 1. Assim, se um sucesso ocorrer com probabilidade

$$p = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}} \quad (13)$$

A chance em seu favor de sucesso é

$$\frac{p}{1-p} = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x} / (1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x})}{1 / (1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x})} = e^{\beta_0 + \beta_1 x} \quad (14)$$

Tomando o logaritmo natural de cada lado da equação (14), tem-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* e é linear nos seus parâmetros.

Segundo Hosmer e Lemeshow (1989), a função ideal para a variável resposta dicotômica é a função *logit*, por ser extremamente flexível e fácil de ser usada e interpretada.

Dessa maneira, diz-se que a modelagem da probabilidade p é uma função logística, da mesma forma que o modelo linear; no qual a resposta contínua (y) foi substituída pelo logaritmo da chance do sucesso de uma variável aleatória dicotômica.

No entanto, em vez de assumir que a relação entre p e x seja linear, assume-se que a relação entre $\ln \left[\frac{p}{1-p} \right]$ e x seja linear. Essa técnica de ajuste do modelo dessa forma denomina-se regressão logística (PAGANO, 2004).

2.5 Probabilidade

Seguindo a equação (12), chega-se a probabilidade P , já que p parâmetros assume valor de probabilidade quando obedece ao intervalo exigido (valores entre 0 e 1), portanto tem-se que

$$P(y/x) = \frac{1}{1+e^{-(\beta_0+\beta_1 x)}} \quad (16)$$

De maneira geral verifica-se que a chance ou *odds* do evento acontecer, corresponde à

$$odds = \frac{p}{1-p} \quad (17)$$

Onde p parâmetros, representa valores das covariáveis independentes, ou seja, a chance delas estarem presente ou não no caso.

Na equação (15), se x for uma variável categórica binária, dicotômica, onde x pode assumir valor 0 ou 1, substituindo-se os valores de x , tem-se

$$\ln(odds)_{x=0} = \beta_0 + \beta_1 0 = \beta_0 \quad (18)$$

$$\ln(odds)_{x=1} = \beta_0 + \beta_1 1 = \beta_0 + \beta_1 \quad (19)$$

Então, substituindo β_0 da equação (18) na equação (19) e isolando β_1 , tem-se

$$\beta_1 = \ln(odds)_{x=1} - \beta_0 = \ln(odds)_{x=1} - \ln(odds)_{x=0} \quad (20)$$

Usando a propriedade do logaritmo neperiano na equação (20), obtém-se

$$\beta_1 = \ln \left(\frac{(odds)_{x=1}}{(odds)_{x=0}} \right) = \ln(OR) \quad (21)$$

Destaca-se que a razão de chance (OR) corresponde ao aumento de uma unidade na variável independente (x), quando esta for binária, e tem-se

$$OR = e^{\beta_1} \quad (22)$$

Onde $e = 2,718282$, que é o número neperiano, sendo a base do logaritmo mais utilizada no modelo de regressão logística múltipla.

O coeficiente β_0 é o *ln (OR)* quando se compara qualquer valor de x com o valor $(x - 1)$, ou seja, com x subtraído em uma unidade.

Se x for uma variável contínua, o coeficiente de regressão β_1 , representa o aumento no *ln odds* de y . Para cada p variável independente, tem-se

$$\ln odds = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p \quad (23)$$

Substituindo o *odds* por $\left[\frac{1}{1-p}\right]$, resulta em:

$$\ln \left[\frac{p}{1-p}\right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p \quad (24)$$

E de acordo com a equação (12), tem-se

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p)}} = \frac{1}{1 + e^{-(\ln odds)}} \quad (25)$$

Quando o Método dos Mínimos Quadrados (MMQ) é utilizado em modelos com resultado dicotômico, os estimadores não apresentam propriedades estatísticas desejáveis para o ajuste do modelo. Neste caso, utiliza-se o Método de Máxima Verossimilhança, que produz estimativas para os parâmetros desconhecidos que maximizam a probabilidade de obtenção do conjunto de dados observados (HOSMER e LEMESHOW, 1989).

2.6 Função de Verossimilhança

Para Hosmer e Lemeshow (1989), 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 como produto dos termos da seguinte expressão:

$$\zeta(x_i) = p(x_i)^{y_i} \cdot [1 - p(x_i)]^{1-y_i} \quad (26)$$

Desse modo, considerando os pares ordenados de valores (x_i, y_i) , onde $y_i = 1$, a função de verossimilhança é $p(x_i)$. E para $y_i = 0$, a função de verossimilhança é $1 - p(x_i)$.

2.7 Análise de *deviance* e seleção de modelos

A análise de *deviance* é uma generalização da análise de variância para os modelos lineares generalizados, visando obter, a partir de uma sequência de modelos, cada um incluindo mais termos do que os anteriores, os efeitos dos fatores (covariáveis) e suas interações. Dada uma sequência de modelos encaixados, utiliza-se a *deviance* como uma medida de discrepância do modelo.

Para Hosmer e Lemeshow (1989) a *deviance* (desvio) de um modelo, compara o logaritmo da verossimilhança deste modelo com o logaritmo da verossimilhança do modelo ajustado.

Para verificar se uma variável independente no modelo é significativa, compara-se o valor da *deviance*, com e sem a covariável na equação.

A diferença entre as *deviances* de dois modelos é denominada de *deviance* parcial (G) e por esta medida é possível testar se determinada variável pode ser retirada do modelo.

Se a *deviance* do modelo reduzido não é muito maior do que a *deviance* do modelo saturado, o qual utiliza todos os fatores de risco, conclui-se que as variáveis extras podem ser retiradas do modelo de regressão logístico múltiplo. Por outro lado, se houver uma grande diferença entre as *deviances*, significa que as variáveis preditoras (x_i) devem ser mantidas no modelo, pois elas melhoram muito o ajuste, ou seja, melhoram a explicação do modelo.

A *deviance* parcial, estatística G, segue aproximadamente, uma distribuição do qui-quadrado com $p - q$ graus de liberdade, onde p e q correspondem aos parâmetros, para um “ n ” razoavelmente grande. Os graus de liberdade correspondem à diferença nos graus de liberdade para os dois modelos ajustados: $(n - p) - (n - q) = p - q$. Se o valor da *deviance* parcial for maior que $\chi^2 (1 - \alpha; p - q)$,

rejeita-se H_0 ($\beta_{i's} = 0$), portanto, as variáveis explanatórias devem permanecer no modelo (HOSMER e LEMESHOW, 1989).

2.8 Teste da razão de verossimilhança

Segundo Hosmer e Lemeshow (1989), esse teste tem por objetivo comparar valores observados para a variável resposta (y) com os valores preditos obtidos no modelo com e sem a presença da variável.

O objetivo do teste é verificar se um conjunto de variáveis pode ser retirado ou não do modelo de regressão logística múltipla, ou ainda, se os coeficientes de regressão β 's são iguais a zero. Para este caso é possível utilizar o teste da razão de verossimilhança, baseado na estatística de *deviance* (D) do modelo.

$$D = -2\ln \left[\frac{\text{verossimilhança do modelo considerado}}{\text{verossimilhança do modelo saturado}} \right] \quad (27)$$

A mudança em D tem por objetivo incluir a variável independente no modelo, essa mudança é obtida como segue:

$$G = D(\text{para o modelo sem a variável}) - D(\text{para o modelo com a variável}) \quad (28)$$

Devido a verossimilhança do modelo saturado, é comum completar a estatística G expressa por

$$G = -2\ln \left(\frac{\text{verossimilhança sem a variável}}{\text{verossimilhança com a variável}} \right) \quad (29)$$

Para amostras grandes, rejeita-se H_0 , a um nível de $\alpha\%$ de probabilidade, se $G > \chi^2_{1-\alpha; p-q}$.

2.8.1 Teste de Wald

Para Hosmer e Lemeshow (1989), o teste de Wald é utilizado para testar a significância dos coeficientes no modelo de regressão logística.

Este teste baseia-se na distribuição normal assintótica de β e é uma generalização da estatística t de Student. É, geralmente, o mais usado no caso de hipóteses relativas a um único coeficiente β_i .

O teste é obtido pela comparação da estimativa de máxima verossimilhança do parâmetro de inclinação β_i em relação à estimativa do seu erro padrão. A razão resultante, sob a hipótese de que $\beta_i = 0$, segue uma distribuição normal padrão. A estatística do teste é dada pela equação (30)

$$W_i = (\beta_i / SE(\beta_i)) \quad (30)$$

Onde

β_i = estimativa do coeficiente de regressão;

SE (β_i) = erro padrão do coeficiente de regressão β_i .

Tanto o teste da razão da verossimilhança, como o teste de Wald, necessitam da estimativa de máxima verossimilhança dos parâmetros β_i 's.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

O estado do Rio Grande do Sul possui como capital a cidade metropolitana de Porto Alegre, e conta com um território de 268.781.896 Km, bem como, uma população de 10.693.929 pessoas. O estado é composto por 496 municípios e uma densidade demográfica de 39,79 habitantes/Km², conforme o censo de 2010 (IBGE, 2011).

Para este trabalho foram utilizados dados de nascidos vivos do Rio Grande do Sul no ano de 2008, os quais provieram das Declarações de Nascidos Vivos que constam no Sistema de Nascidos Vivos (SINASC) do RS, no ano de 2008, e foram obtidos no site do Departamento de Informações do Sistema Único de Saúde (DATASUS) (Datusus: <http://www.datasus.gov.br>), o qual fornece informações tanto da mãe como do seu bebê.

A população obtida pelo banco de dados é de 135.143 nascidos vivos. Foram considerados somente aqueles bebês provenientes de gestação única, ou seja, os 3.041 nascidos vivos de gravidez múltipla foram excluídos do banco de dados por ser comum a ocorrência de baixo peso, independentemente da influência dos outros fatores. Com isso obteve-se uma nova população de 132.102 nascidos vivos.

A técnica utilizada para a análise dos dados deste estudo foi a análise de regressão logística simples e múltipla.

Para identificar os erros de registros, excluíram-se os dados dos recém-nascidos (RN) com peso inferior à 500g (83 indivíduos); RN de gestações com duração inferior a 22 semanas (27 indivíduos); RN de gestação com duração de 22 a 27 semanas e com peso maior de 1.500g (35 indivíduos); RN de gestação com duração de 28 a 31 semanas e com peso maior de 2.500g (41 indivíduos), os RN com duração da gestação maior de 37 semanas e com peso inferior a 1.500g (90 indivíduos) e 90 dados faltantes, ou seja, recém-nascidos que não apresentavam informações sobre o peso ao nascer. Com estas exclusões de erros de registros foram então considerados 131.736 nascidos vivos de gestação única para esta análise.

Foi considerada como o desfecho do estudo (variável dependente), a variável dicotômica baixo peso ao nascer, sendo considerado baixo peso o peso ao nascer inferior a 2.500g.

Quanto às covariáveis estudadas, todas foram recodificadas em função das faixas de interesse para a interpretação dos resultados da análise.

Observando as características maternas, têm-se as seguintes covariáveis:

- Idade da mãe: considerou-se como faixa de referência as mães entre 20 a 34 anos; baixo risco, mães com idade maior ou igual a 35 anos; maior risco, mães com menos de 20 anos (adolescentes).

- Escolaridade da Mãe: considerou-se faixa de referência as mães que estudaram mais de 12 anos; baixo risco, mães; que tiveram de 4 a 11 anos de estudo; alto risco, mães que estudaram de 0 a 3 anos;

- Estado civil: considerou-se como faixa de referência as mães que eram casadas ou mantinham uma união consensual; faixa de risco, outro estado civil;

- Ocupação da mãe: considerada faixa de referência, mães donas de casa (doméstica); faixa de risco, mães que trabalham fora;

- Paridade: faixa de referência, mães com 1 a 2 filhos; baixo risco, mãe nulípara (mãe que teve filho pela primeira vez); faixa de alto risco, mães com 3 ou mais filhos;

- Número de consultas pré-natais: faixa de referência, mães que fizeram 7 ou mais consultas; baixo risco, mãe com 1 a 6 consultas; faixa de alto risco mãe que não fizeram nenhuma consulta;

- Tipo de parto: faixa de referência, parto vaginal, faixa de risco, parto cesáreo;

- Local do nascimento: faixa de referência, hospital; faixa de risco, outro lugar;

- Tempo de gestação: faixa de referência, gestações que tiveram 37 semanas ou mais de duração (não prematuros); faixa de risco gestações menores de 37 semanas de duração (prematuros).

As características dos recém-nascidos consideradas foram:

- Sexo: faixa de referência sexo masculino, faixa de risco sexo feminino;

- Raça: faixa de referência branca, faixa de risco outra;

- Anomalia genética: faixa de referência ausência de anomalia, faixa de risco presença de anomalia.

Após a recodificação das variáveis, foi verificada a existência de associação significativa entre o desfecho (baixo peso ao nascer) e as covariáveis. Além disso, foram calculadas as frequências de baixo peso ao nascer (BPN) em cada faixa das covariáveis.

Para a seleção das covariáveis incluídas no modelo múltiplo foi realizada a análise de regressão logística simples, sendo obtidas as razões de chances brutas (OR). Nesta etapa da modelagem considerou-se um nível de significância de 25% conforme sugerido por Hosmer e Lemeshow (1989).

Para a etapa da análise de regressão logística múltipla, foi utilizado o procedimento não-condicional, método *enter* em que se inclui, simultaneamente, no modelo todas as covariáveis independentes significativas ao nível de 25% para encontrar os fatores de risco (OR ajustado) do modelo múltiplo. Nesta fase o nível de significância considerado foi de 5%, ou seja, as covariáveis não significativas foram retiradas do modelo, uma de cada vez, por ordem decrescente do maior p-valor. A cada retirada de uma covariável o modelo foi ajustado novamente, e assim sucessivamente até que todas as covariáveis do modelo tenham p-valor menor ou igual a 5%. A manutenção de uma covariável não significativa no modelo pode acontecer, desde que exista uma justificativa plausível para isso.

A modelagem, utilizando o mesmo procedimento anterior, foi realizada, separadamente, para os nascidos vivos de gestação com tempo de duração maior ou igual a 37 semanas, ou seja, os nascidos vivos a termo e também para os nascidos vivos de gestação com duração menor do que 37 semanas, ou seja, os bebês prematuros (pré-termos).

Utilizou-se o teste da razão de verossimilhança para verificar qual o melhor modelo para explicar o comportamento dos dados. Para a realização deste teste, primeiramente, considerou-se todas as covariáveis. Para a comparação entre os modelos ajustados, foi verificado o efeito da inclusão de cada covariável, ou seja, se esta melhorava o poder de explicação do modelo. Posteriormente, realizou-se o teste de Wald para observar a significância de cada coeficiente estimado no modelo.

Com base nos modelos de regressão logística encontrados, foram estimadas as probabilidades de ocorrência do desfecho (BPN) considerando situações de risco para o recém-nascido.

Para a obtenção dos dados foi utilizado o programa TabWin32 (Ministério da Saúde, Brasil), sendo os dados convertidos para o aplicativo computacional PASW 17.0, onde foi realizada a análise estatística.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Durante o ano de 2008, foram registrados 135.143 nascidos vivos (NV) no RS. Depois de selecionadas as gestações únicas e realizadas todas as correções, o banco de dados ficou constituído de 131.736 NV, dos quais 10.700 nascidos vivos, que corresponde à 8,1%, apresentaram baixo peso ao nascer (BPN). A média de peso ao nascer foi de 3.194,25g sendo o peso mínimo de 505g e o máximo de 6.275g.

Na Tabela 2 observa-se a distribuição de frequências do peso ao nascer por faixas de 500g, segundo a idade gestacional, conforme consta na Declaração de Nascidos Vivos. Verifica-se que 57,7% dos nascidos vivos prematuros apresentaram baixo peso, contra 3,8% dos NV não-prematuros.

A maior proporção de nascidos vivos (41,2%) apresentou peso ao nascer na faixa de 3.000g a 3.499g.

Tabela 2 - Distribuição do peso ao nascer (em gramas), dos nascidos vivos, SINASC/RS, segundo a idade gestacional em 2008.

Peso (g)	Idade gestacional (semanas)						Total (%)
	Faixas de pré-termo			Pré termo	Termo	Pós Termo	
	22 a 27	28 a 31	32 a 36	<37	37 a 41	≥ 42	
500 a 999	341	152	22	515	-	-	515(0,4)
1.000 a 1.499	83	463	274	820	-	-	820(0,6)
1.500 a 1.999	-	281	1344	1625	359	2	1986(1,5)
2.000 a 2.499	-	50	3158	3208	4156	15	7379(5,6)
2.500 a 2.999	-	-	3015	3015	37390	81	30486(23,1)
3.000 a 3.499	-	-	1162	1162	52831	249	54242(41,2)
3.500 a 3.999	-	-	291	291	28825	232	29348(22,3)
> 4.000	-	-	61	61	6764	135	6960(5,3)
Total	424	946	9327	10697	120325	714	131736(100)
BPN	424	946	4798	6168	4515	17	10700
%	100	100	51,4	57,7	3,8	2,4	8,1

Conforme informações obtidas no site do DATASUS, no ano de 2008, 8,3% de bebês brasileiros apresentaram baixo peso ao nascer, sendo 7,5% dos bebês oriundos de gestações únicas. No presente estudo, no mesmo ano, para o Rio Grande do Sul considerando somente gestações únicas, observou-se uma porcentagem semelhante a do Brasil, pois 8,1% dos recém-nascidos apresentaram baixo peso ao nascer. Acrescenta-se que o valor encontrado neste estudo é próximo

ao valor encontrado por Andrade et al. que foi de 8,4%, sendo que o estudo de Andrade et al. refere-se a dados de municípios, divididos em grandes regiões, ele considerou municípios com mais de 50 mil habitantes e municípios com menos de 50 mil habitantes. Para a comparação dos resultados verificou-se somente os resultados para gravidez única na Região Sul do país no ano de 2005.

Brabas et al encontrou 8,7% de recém-nascidos com baixo peso ao nascer, no Rio de Janeiro no ano de 2001, estudo que considerou somente gravidez únicas, e manteve uma população de 78.582 bebês.

No estudo de Weiss e Fujinaga, realizado com uma amostra de 95 bebês no Hospital Santa Casa em Iraí (PR), 7,3% dos recém-nascidos apresentaram baixo peso, um percentual inferior ao encontrado no presente estudo. Diferença esta talvez pelo fato de que o estudo de Weiss e Fujinaga refere-se a um único hospital.

A prematuridade, por ser o principal fator de risco para o baixo peso ao nascer, é bastante citada em vários artigos científicos. No estudo de Andrade et al (2008) 7,3% dos NV com baixo peso ao nascer prematuros na Região Sul e 6,6% para o Brasil no ano de 2005. Weiss e Fujinaca obtiveram essa taxa de 6,2%, inferior ao valor obtido no presente estudo que foi de 8,1%.

Na Tabela 3 são apresentados os possíveis preditores do baixo peso ao nascer para os nascidos vivos do estudo, bem como, as frequências de NV nas faixas das covariáveis. São apresentados os valores do OR bruto e OR ajustado com os respectivos Intervalos de Confiança (95%).

Tabela 3 - Distribuição de frequências e resultados da análise de regressão logística para os NV de gestação única, tendo como variável dependente o BPN, SINASC/RS, 2008.

Variáveis Independentes	Total (%)	BPN (%)	OR Bruto (IC 95%)	OR Ajustado (IC 95%)
Idade Materna				
20 a 34	90224(68,5)	6968(7,7)	1	1
≥35	18467(14,0)	1837(9,9)	1,32(1,25 – 1,39)	1,40(1,30 – 1,50)
<20	23113(17,5)	2220(9,6)	1,27(1,21 – 1,34)	0,98(0,91 – 1,04)*
Escolaridade				
12 ou mais	25735(19,6)	1950(7,6)	1	1
4 a 11	99232(75,8)	8340(8,4)	1,12(1,06 – 1,18)	1,20(1,12 – 1,29)
0 a 3	5934(4,5)	664(11,2)	1,54(1,40 – 1,69)	1,67(1,48 – 1,89)
Estado Civil				
Casada/união consensual	45548(34,8)	3359(7,4)	1	1
Outro	85407(65,2)	7602(8,9)	1,23(1,18 – 1,28)	1,11(1,05 – 1,18)
Ocupação				
Doméstica	64815(54,0)	5668(8,7)	1	-
Outro	55171(46,0)	4424(8,0)	1,10(1,06 – 1,14)	-
Paridade				
1 a 2	53974(43,2)	3827(7,1)	1	1
Nulípara	55158(44,2)	5103(9,2)	1,34(1,28 – 1,40)	1,41(1,33 – 1,49)
3 ou mais	15739(12,6)	1437(9,1)	1,32(1,24 – 1,40)	1,01(0,93 – 1,09)*
Consultas pré-natais				
7 ou mais	94189(71,8)	5713(6,1)	1	1
1 a 6	34890(26,6)	4746(13,6)	2,44(2,34 – 2,54)	1,74(1,65 – 1,84)
Nenhuma	2155(1,6)	510(23,7)	4,80(4,33 – 5,32)	3,48(3,02 – 4,01)
Parto				
Vaginal	61763(46,9)	4920(7,9)	1	-
Cesáreo	70016(53,2)	6104(8,7)	1,10(1,06- 1,15)	-
Local de nascimento				
Hospital	131326(99,6)	368(0,2)	1	1
Outro	477(0,4)	109(22,8)	3,27(2,646 – 4,05)	2,05(1,52 – 2,78)
Gestação				
≥37	121039(91,9)	4790(4,0)	1	1
<37	10697(8,1)	6222(58,2)	33,74(32,16 – 35,40)	31,43(29,85 – 33,10)
Sexo				
Masculino	67329(51,1)	5043(7,5)	1	1
Feminino	64473(48,9)	5982(9,3)	1,26(1,22 – 1,31)	1,45(1,38 – 1,52)
Raça/Cor				
Branca	117051(88,9)	9673(8,3)	1	-
Outra	14656(11,1)	1347(9,2)	1,12(1,06 – 1,19)	-
Anomalias				
Sem anomalia	130087(99,1)	10704(8,2)	1	1
Com anomalia	1205(0,9)	279(23,1)	3,36(2,94 – 3,85)	2,42(2,00 – 2,93)
Total	131736	11025(8,4)		

* Não significativos ($p > 0,05$); NV= nascido vivo; BPN = baixo peso ao nascer; OR= *odds ratio*; IC= Intervalo de Confiança.

Observa-se que todas as covariáveis são significativas ao nível de 5%, (OR Bruto; IC 95%), na fase de seleção das covariáveis para o modelo múltiplo.

Considerando os fatores de riscos individuais para o BPN observa-se que a prematuridade representa o fator de risco mais importante, ou seja, de maior risco para o baixo peso ao nascer. Isso significa que um nascido vivo prematuro apresenta aproximadamente 33 vezes a chance de ter BPN do que um NV a termo (OR = 33,74).

A realização de consultas pré-natais também apresentou importante fator de risco para o baixo peso, ou seja, quanto maior o número de consultas pré-natais realizada pela mãe do NV menor a chance da ocorrência do baixo peso ao nascer.

Observou-se que nas bibliografias citadas, mais de 50% dos bebês prematuros apresentaram baixo peso ao nascer. Neste estudo esta taxa foi de 58,2%, enquanto que no estudo de Andrade et al. (2008) foi de 57,7% para a região Sul no ano de 2005. Nos seguintes estudos estes valores foram ainda maiores: Uchimura et al. (2008), que considerou 4.015 nascidos vivos, de partos únicos referente ao ano de 2001 no município de Maringá (PR), a taxa de recém-nascido prematuros com baixo peso esteve em 64,7% e no estudo de Brabas et al. (2009), considerando somente os bebês prematuros, 64,4% destes apresentaram baixo peso ao nascer.

Um resultado interessante foi encontrado por Tiago et al. (2008), em estudo que considerou uma amostra de 510 casos de nascidos vivos em maternidades públicas na região norte de Minas Gerais entre 2003 e 2005. Os autores encontraram que bebês prematuros possuem 100 vezes mais chances de nascerem com baixo peso do que bebês não prematuros, sendo esse resultado bem superior ao deste estudo em que os bebês prematuros possuem 30 vezes mais chance de nascerem com baixo peso do que bebês não prematuros. Esta associação entre prematuridade e baixo peso ao nascer é amplamente reconhecida, sendo que esta variação deve ser explicada por fatores regionais.

No trabalho de Carniel et al., que trata de um estudo transversal com 14.444 dados retirados das declarações de nascidos vivos (SINASC), referentes aos partos de mulheres residentes em Campinas, ocorridos no próprio município em 2001, observou-se que 9,1% dos nascidos vivos apresentaram baixo peso ao nascer. Os autores estimaram que um recém-nascido prematuro possui 33 vezes mais chance de apresentar baixo peso do que um bebê não prematuro (OR_{bruto} = 34,74), valor

próximo ao encontrado no presente estudo, de que um bebê prematuro tem 32 vezes mais chance de nascer com baixo peso do que um bebê não prematuro ($OR_{bruto} = 33,74$).

Na análise de regressão logística múltiplo, três dos fatores de risco, que foram significativos no nível individual, não apresentaram significância no modelo múltiplo. O fator de risco ocupação da mãe apresentou significância de $p = 0,057$, o fator de risco tipo de parto obteve $p = 0,76$ e o fator de risco raça/cor apresentou $p = 0,206$.

No modelo múltiplo, a idade gestacional se manteve como o fator de risco mais importante para a ocorrência do BPN, quando considerado conjuntamente com todos os outros fatores de risco. O segundo fator de risco com maior força de associação com o BPN foi a não realização de nenhuma consulta pré-natal, sendo que um NV cuja mãe que não realizou nenhuma consulta tem aproximadamente 3 vezes a chance de apresentar baixo peso ao nascer em relação ao NV cuja mãe realizou 7 ou mais consultas pré-natais.

No modelo para todos os nascidos vivos do estudo, os fatores de risco significativos para o BPN foram: mães nulíparas; mães com idade materna maior ou igual a 35 anos; mães com escolaridade de 0 a 11 anos, mães que não possuíam união estável; mães que fizeram até 6 consultas pré-natais; nascidos vivos que nasceram fora do hospital; nascidos vivos pré-termos; do sexo feminino e nascidos vivos com anomalia genética.

A gravidez na adolescência é um fato que merece uma atenção especial, já que mães jovens, com idade inferior a 20 anos, significam risco para a ocorrência de baixo peso ao nascer. No estudo de Uchimura et al., realizado em Maringá (PR) no ano de 2001, a prevalência de recém-nascidos com baixo peso na faixa etária até 20 anos foi de 8,2% sendo que neste estudo esta porcentagem foi de 9,6%.

No estudo de Nascimento, utilizando dados do Hospital de Taubaté (SP), no ano de 1999, dos 584 recém-nascidos, 11% apresentaram baixo peso ao nascer. Destes observou-se a influência da idade materna para a presença de BPN, onde mães com menos de 20 anos apresentaram uma razão de chance bruto de 1,82. No estudo de Antonio et al., que analisou 14.443 nascidos vivos de Campinas (SP), o valor de razões de chance bruto para a incidência de baixo peso em mães adolescentes foi de 1,34. Estes valores de razões de chance são próximos ao do presente estudo que foi de 1,26.

No estudo de Cascaes et al., realizado em Santa Catarina no ano de 2005, que considerou somente as gestações únicas dos 82.548 nascidos vivos, dos quais 4.993 (6,1%) foram prematuros, observou-se que mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal obtiveram 8 vezes mais chance de terem bebês com baixo peso do que mães que realizaram pelo menos uma consulta. Uma diferença discrepante já que para o presente estudo, mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal tiveram 3 vezes mais chance de terem bebês com baixo peso ao nascer.

No estudo de Moraes (2007) que estudou o baixo peso ao nascer nos nascidos vivos do RS no ano de 2003, considerando todas as variáveis constantes na declaração de nascidos vivos, somente a raça não foi significativa enquanto que no presente estudo três fatores de risco não foram significativos: a raça, a ocupação e o tipo de parto. Da mesma forma a prematuridade manteve-se como o fator de risco mais importante para o baixo peso ao nascer. Em 2003, bebês que nasceram prematuros apresentaram 33 vezes mais chance de nascerem com baixo peso do que bebês não prematuros. No presente estudo com dados de 2008 houve uma pequena redução deste valor, já que bebês prematuros apresentaram 30 vezes mais chance de nascer com baixo peso do que bebês não prematuros.

Comparando os resultados obtidos por Moraes (2007) aos deste estudo, já que os dois trabalhos referem-se a dados de nascidos vivos no Rio Grande do Sul, porém um utilizando os dados de 2003 e outro os de 2008, é possível verificar algumas diferenças nesses cinco anos que se passaram. Observou-se que para os fatores de risco, idade materna, estado civil da mãe e sexo do bebê, não houve alteração importante nas razões de chances. Para o fator de risco paridade obteve-se uma pequena diferença nas razões de chance, em 2003 essa razão foi maior que em 2008. Nos fatores de risco, escolaridade, local do nascimento e presença de anomalias, ocorreu um pequeno aumento das razões de chances, em 2008 ocorreram mais riscos do que em 2003. Para o fator de risco, consultas pré-natais, em 2008 houve um aumento significativo em relação a 2003. Nota-se que em 2008 a razão de chance de uma mãe ter um bebê com baixo peso ao nascer tendo feito 1 a 6 consultas pré natais foi de 1,74, enquanto em 2003 esta mesma faixa apresentou razão de chance de 1,57. Para as mães que não realizaram nenhum tipo de consulta pré-natal, em 2008 a razão de chance foi de 3,48 enquanto que em 2003 foi de 2,67.

Utilizando-se o teste da razão de verossimilhança, para a verificação do melhor modelo, foi possível obter o seguinte resultado para todos os (β 's).

Considerando $\beta_0 = -4,103$; $\beta_1 = 0,337$ (paridade, mães nulíparas), $\beta_2 = 0,026$ (paridade, mães com 3 ou mais filhos), $\beta_3 = 0,342$ (idade da mãe, mães com 35 anos ou mais), $\beta_4 = -0,024$ (idade da mãe, mães com menos de 20 anos), $\beta_5 = 0,179$ (escolaridade da mãe, mães que tiveram de 4 a 11 anos de estudo), $\beta_6 = 0,504$ (escolaridade da mãe, mães que tiveram de 0 a 3 anos de estudo), $\beta_7 = 0,111$ (estado civil da mãe), $\beta_8 = 0,054$ (tipo de ocupação), $\beta_9 = 0,536$ (número de consultas pré-natal, mães que realizaram de 1 a 6 consultas), $\beta_{10} = 1,230$ (número de consultas pré-natal, mães não realizaram nenhum tipo de consulta), $\beta_{11} = 0,050$ (tipo de parto), $\beta_{12} = 0,691$ (local do nascimento), $\beta_{13} = 3,462$ (tempo de gestação), $\beta_{14} = 0,375$ (sexo do bebê), $\beta_{15} = 0,051$ (raça/cor), $\beta_{16} = 0,888$ (anomalias).

O resultado encontrado para todos os β 's:

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 45336,50$$

Como já dito na metodologia, ao retirar cada uma das covariáveis não significativa obteve-se um novo modelo sem estas.

Ao retirar a covariável não significativa raça/cor, obteve-se

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 45369,97$$

Por meio da diferença desses valores é possível comparar a significância do modelo.

$$45369,97 - 45336,50 = 33,47$$

Observando que a diferença entre o teste da razão da verossimilhança sem a covariável não significativa raça/cor e todas as covariáveis, foi de 33,47, como este valor é maior que o valor do χ^2 com um grau de liberdade, ($\chi^2 = 3,84$). Tem-se que o novo modelo sem a covariável raça/cor é melhor.

Da mesma maneira apresentada anteriormente, podemos verificar se o modelo melhora sem a covariável não significativa ocupação da mãe.

Utilizando os mesmos β_i 's e a mesma função de verossimilhança para todos os valores de β_i 's temos que:

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 45336,50$$

Realizando um novo teste para a função de verossimilhança, agora não acrescentando a covariável ocupação tem-se que

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 49570,20$$

Observando a diferença entre os dois valores encontrados para o teste da razão de verossimilhança tem-se que

$$49570,20 - 45336,50 = 4233,70$$

Portanto verifica-se que essa diferença é maior que o valor do λ^2 com 1 grau de liberdade ($\lambda^2 = 3,84$). Logo é possível dizer que o novo modelo sem a covariável ocupação da mãe é melhor.

Como dito anteriormente são três as covariáveis não significativas. Realizou-se o teste da verossimilhança para duas delas. Faltando somente a covariável não significativa tipo de parto, realiza-se novamente o teste da verossimilhança.

Considerando todos os β_i 's, valores citados anteriormente, tem-se

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 45336,50$$

Agora retirando a covariável não significativa tipo de parto, tem-se uma nova função de verossimilhança:

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 45351,62$$

Então realizando a diferença entre as duas funções de verossimilhança tem-se que

$$45351,62 - 45336,50 = 14,92$$

Logo como o valor desta diferença é maior que o valor do λ^2 com 1 grau de liberdade ($\lambda^2 = 3,84$), observa-se que o novo modelo sem a covariável tipo de parto é melhor do que o anterior que considerava todas as covariáveis.

Na Tabela 4 são apresentados os possíveis preditores do baixo peso ao ansecer para os nascidos vivos pré-termo, bem como, as frequências de nascidos vivos nas faixas das covariáveis. São apresentados os valores do OR bruto e OR ajustado com os respectivos Intervalos de Confiança de 95%.

Tabela 4 - Distribuição de frequências e resultados da análise de regressão logística para os NV de gestação única, com idade gestacional menor de 37 semanas tendo como variável dependente o BPN, SINASC/RS, 2008.

Variáveis independentes	Total (%)	BPN (%)	OR Bruto (IC 95%)	OR Ajustado (IC 95%)
Idade materna				
20 a 34	6964(65,1)	3004(43,1)	1	1
≥ 35	1728(16,2)	717(41,5)	1,07 (0,96 - 1,19)*	1,21 (1,08 – 1,36)
< 20	2005(18,7)	754(37,6)	1,26 (1,14 - 1,40)	0,96 (0,86 – 1,08)*
Escolaridade				
12 ou mais	2312(21,8)	1061(45,9)	1	-
4 a 11	7818(73,6)	3213(41,1)	1,22 (1,11 - 1,34)	-
0 a 3	494(4,6)	168(34,0)	1,65 (1,34 – 2,02)	-
Estado civil				
Casada	3598(33,8)	1612(44,8)	1	-
Outro	7040(66,2)	2830(40,2)	1,21 (1,11 - 1,31)	-
Ocupação				
Doméstica	4641(47,6)	1989(42,9)	1	-
Outra	5114(52,4)	2059(40,3)	1,11 (1,03 - 1,21)	-
Paridade				
1 a 2	3886(38,6)	1788(46,0)	1	1
Nulípara	4919(48,8)	1940(39,4)	1,31 (1,20 – 1,42)	1,42 (1,29 – 1,55)
3 ou mais	1268(12,6)	520(41,0)	1,23 (1,08 – 1,40)	1,00 (0,87 – 1,14)*
Consultas pré-natais				
7 ou mais	5507(51,8)	2777(50,4)	1	1
1 a 6	4734(44,5)	1583(33,4)	2,02 (1,87 - 2,19)	2,14 (1,96 – 2,33)
Nenhuma	399(3,7)	89(22,3)	3,54 (2,78 - 4,51)	3,90 (3,02 – 5,04)
Tipo de parto				
Vaginal	4212(39,4)	1763(41,9)	1	-
Cesáreo	6482(60,6)	2709(41,8)	1,00 (0,93 - 1,08)*	-
Local do nascimento				
Hospital	10612(99,2)	4450(41,9)	1	-
Outro	85(0,8)	25(29,4)	1,73 (1,08 – 2,77)	-
Sexo				
Masculino	5590(52,2)	2511(44,9)	1	1
Feminino	5107(47,7)	1964(38,5)	1,30 (1,21 – 1,41)	1,30 (1,20 – 1,41)
Raça/cor				
Branca	9512(89,0)	4031(42,4)	1	-
Outra	1179(11,0)	439(37,2)	1,24 (1,09 – 1,40)	-
Anomalias				
Sem anomalia	10419(97,7)	4398(42,2)	1	1
Com anomalia	244(2,3)	61(25,0)	2,19 (1,64 – 2,94)	2,22 (1,62 – 3,06)
Total	10697(100)	6168(57,7)	-	-

* Não significativos em ($p > 0,05$); NV= nascido vivo; BPN = baixo peso ao nascer; OR= *odds ratio*; IC= Intervalo de Confiança.

Observa-se que todas as variáveis foram significativas ao nível de 5%, nos modelos de regressão logística simples (OR bruto).

Considerando os fatores de risco individuais para o BPN, verifica-se que a maior força de associação ocorreu entre o baixo peso ao nascer e o número de consultas pré-natais, ou seja, para os nascidos vivos cujas mães não tiveram o acompanhamento pré-natal. Isto significa que um NV de mãe que não realizou nenhuma consulta teve aproximadamente quatro vezes a chance de apresentar baixo peso ao nascer do que um NV de mãe que realizou 7 ou mais consultas pré-natais.

Na análise de regressão logística múltipla, seis dos fatores de risco que foram significativos individualmente, não apresentaram significância no modelo múltiplo, sendo excluídos deste. Tais fatores foram: escolaridade da mãe; estado civil da mãe; ocupação da mãe; tipo de parto; local do nascimento e raça/cor.

Verificou-se que o fator de risco número de consultas pré-natais se manteve como o mais importante para a ocorrência de baixo peso ao nascer, mesmo considerado conjuntamente com todos os outros fatores de risco no modelo. Este fator de risco vem seguido, em ordem de importância, pela presença de anomalia congênita. Isto significa que um nascido vivo com anomalia congênita possui aproximadamente duas vezes a chance de apresentar BPN do que um NV que não possui a anomalia.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 4 constata-se que os fatores de risco significativos para o baixo peso ao nascer nos nascidos vivos pré-termos são: mães nulíparas; mães que possuam 35 anos ou mais; mães que realizaram de 0 a 6 consultas pré-natais; nascido vivo do sexo feminino e NV que apresentaram anomalia congênita.

Na Tabela 5 são apresentados os possíveis preditores do BPN para os nascidos vivos a termo, bem como, as frequências de nascidos vivos nas faixas das covariáveis. São apresentados os valores do OR bruto e OR ajustado com os respectivos Intervalos de Confiança de 95%.

Tabela 5 - Distribuição de frequências e resultados da análise de regressão logística para os NV de gestação única, com idade gestacional 37 semanas ou mais, tendo com variável dependente o BPN, SINASC/RS, 2008.

Variáveis independentes	Total (%)	BPN (%)	OR Bruto (IC 95%)	OR Ajustado (IC 95%)
Idade materna				
20 a 34	83217(68,8)	3001(3,6)	1	1
≥ 35	16729(13,8)	823(4,9)	1,38 (1,28 - 1,50)	1,56 (1,42 – 1,71)
< 20	21093(17,4)	966(4,6)	1,28 (1,19 - 1,38)	0,97 (0,89 – 1,06)*
Escolaridade				
12 ou mais	23422(19,5)	699(3,0)	1	1
4 a 11	91366(76,0)	3726(4,1)	1,38 (1,27 - 1,50)	1,31 (1,19 – 1,44)
0 a 3	5426(4,5)	335(6,2)	2,14 (1,87 – 2,44)	1,88 (1,61 – 2,20)
Estado civil				
Casada	41940(34,9)	1373(3,3)	1	1
Outro	78311(65,1)	3380(4,3)	1,33 (1,25 - 1,42)	1,20 (1,11 - 1,29)
Ocupação				
Doméstica	50510(45,8)	1769(3,5)	1	1
Outra	59660(54,2)	2605(4,4)	1,26 (1,18 - 1,34)	1,11 (1,04 - 1,19)
Paridade				
1 a 2	50063(43,6)	1726(0,4)	1	1
Nulípara	50227(43,8)	2121(4,2)	1,24 (1,16 – 1,32)	1,41 (1,30 – 1,52)
3 ou mais	14441(12,6)	685(4,7)	1,40 (1,27 – 1,53)	1,02 (0,92 – 1,13)*
Consultas pré-natais				
7 ou mais	88676(73,6)	2983(3,4)	1	1
1 a 6	30144(25,0)	1595(5,3)	1,60 (1,51 – 1,71)	1,53 (1,42 – 1,64)
Nenhuma	1715(1,4)	189(11,0)	3,56 (3,05 - 4,16)	3,26 (2,75 – 3,87)
Tipo de parto				
Vaginal	57490(45,0)	2458(4,3)	1	-
Cesáreo	63527(55,0)	2331(3,7)	0,85 (0,80 - 0,90)	-
Local do nascimento				
Hospital	120662(99,7)	4745(3,9)	1	1
Outro	376(0,3)	45(12,0)	3,32 (2,43 – 4,54)	2,04 (1,44 – 2,90)
Sexo				
Masculino	61705(51,0)	1958(3,2)	1	1
Feminino	59332(49,0)	2832(4,8)	1,53 (1,44 - 1,62)	1,55 (1,47 – 1,66)
Raça/cor				
Branca	107485(88,1)	4182(3,9)	1	-
Outra	13464(11,9)	604(4,5)	1,16 (1,06 – 1,27)	-
Anomalias				
Sem anomalia	109604(99,1)	4671(4,3)	1	1
Com anomalia	960(0,9)	95(10,0)	2,70 (2,18 - 3,35)	2,60 (2,06 – 3,28)
Total	121.039(100)	4532(3,7)	-	-

* Não significativos em $p > 0,05$; NV= nascido vivo; BPN = baixo peso ao nascer; OR= odds ratio; IC= Intervalo de Confiança.

Considerando os fatores de risco individuais para o BPN verificou-se para os NV a termo, a maior força de associação entre baixo peso ao nascer e a mães que não tiveram nenhuma consulta pré-natal (OR = 3,56). O que significa que um nascido vivo de uma mãe que não fez nenhuma consulta pré-natal apresenta aproximadamente 3 vezes mais chance de nascer com BPN do que um NV cuja mãe fez 7 ou mais consultas pré-natais.

Na análise de regressão logística múltipla duas das covariáveis que foram selecionadas pelo modelo simples (OR bruto) não foram significativas e, portanto, foram excluídas do modelo múltiplo. São elas: tipo de parto e raça/cor.

No modelo múltiplo se manteve o fator de risco relativo a mães que não fizeram nenhuma consulta pré-natal, com (OR = 3,26). O segundo fator de risco com maior força de associação foi o da presença de anomalia congênita, semelhante ao modelo para todos os NVs (OR = 2,60), o que indica que cada NV que apresenta anomalia congênita tem aproximadamente, duas vezes mais chance de nascer com baixo peso do que um NV sem anomalia.

As covariáveis significativas no modelo para os NV a termo foram: mães que tinham 35 anos ou mais; mães nulíparas; mães que tiveram de 0 a 11 anos de estudo; mães sem união estável; mães que fizeram de 0 a 6 consultas pré-natais; NV que nasceram fora do hospital; bebês do sexo feminino e NV que apresentaram anomalia congênita ao nascer.

Traçando um paralelo entre 2003 e o presente estudo para os nascidos vivos a termo, verificou-se que em 2003 somente a covariável tipo de parto não foi significativa. Porém no presente estudo houve duas covariáveis não significativas o tipo de parto e a raça. É possível observar que comparando os dois estudos, para Moraes (2007), a covariável que possuiu a maior força é a presença de anomalia congênita com *odds ratio* 2,54, sendo que neste estudo com dados de 2008 encontrou-se o valor de *odds ratio* de 2,60, covariável esta que comportou-se como o segundo fator de risco mais influente. A covariável de maior força no presente estudo foi a de mães que não tiveram nenhum tipo de acompanhamento pré-natal, tendo um valor de *odds ratio* de 3,26 contrapondo o estudo de Moraes que encontrou para esta covariável o valor de 2,34.

Para os outros fatores de risco a idade da mãe e sexo do bebê aconteceu um pequeno aumento das razões de chance de 2003 para 2008. Já para o fator de risco

estado civil, em 2003 a razão de chance foi de 1,10, enquanto que para 2008 foi de 1,20. Da mesma forma para o fator de risco escolaridade, obteve-se um aumento nas razões de chance nas duas faixas, para mães que tiveram de 1 a 6 anos de estudo. Em 2003 a razão de chance foi de 1,15, enquanto em 2008 este foi de 1,31. Na faixa de escolaridade onde as mães não apresentaram nenhum ano de estudo esta razão de chance foi de 1,42 em 2003 e de 1,88 em 2008. Para os fatores de risco paridade e ocupação da mãe, de 2003 para 2008 observou-se uma redução das razões de chances. Porém, para o fator de risco local de nascimento em 2003, a razão de chance foi de 2,26, enquanto em 2008 aconteceu uma redução, cuja a razão de chance foi de 2,04.

Para verificar a probabilidade de um recém nascido apresentar baixo peso ao nascer, cuja mãe apresentou todos os fatores de risco durante a gestação, utilizou-se os valores dos coeficientes β_i 's citados anteriormente, quando se falava da função de verossimilhança, para encontrar o valor de *ln odds*, posteriormente substituindo na função de probabilidade.

Considerando os fatores de risco significativos na Tabela 3, verificando a fórmula do *ln odds* (equação 23) tem-se:

$$\ln odds = \beta_0 + \beta_1 \text{idade da mãe} + \beta_2 \text{escolaridade} + \beta_3 \text{estado civil} + \beta_4 \text{paridade} + \beta_5 \text{consultas} + \beta_6 \text{local do nascimento} + \beta_7 \text{gestação} + \beta_8 \text{sexo} + \beta_9 \text{anomalia} \quad (23)$$

Os valores dos β_i 's correspondentes a cada covariável significativa, foram: $\beta_0 = -4,047$; $\beta_1 = 0,337$ (idade da mãe); $\beta_2 = 0,198$ (escolaridade); $\beta_3 = 0,121$ (estado civil); $\beta_4 = 0,332$ (paridade); $\beta_5 = 0,603$ (consultas); $\beta_6 = 0,945$ (local do nascimento); $\beta_7 = 3,444$ (gestação); $\beta_8 = 0,371$ (sexo); $\beta_9 = 0,883$ (anomalias). Substituindo-os na equação (23) acima citada, tem-se:

$$\ln odds = -4,047 + 0,337 + 0,198 + 0,121 + 0,332 + 0,603 + 0,945 + 3,444 + 0,371 + 0,883 = 3,187 = 3,19$$

Agora substituindo este valor do *ln odds* na função de probabilidade, cuja equação está expressa abaixo,

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(\ln odds)}} \quad (25)$$

Tem-se:

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(3,19)}} = 0,9603$$

Portanto pode-se dizer que um bebê, nascido de uma mãe que apresenta todos os fatores de riscos significativos, possui 96% de chance de apresentar baixo peso ao nascer.

Para encontrar a probabilidade de bebês a termos e pré-termos que nascerem com baixo peso, realizou-se a mesma técnica de cálculo de probabilidade anterior, utilizada para todos os nascidos vivos.

Considerando somente os nascidos vivos pré-termo, pode-se obter os seguintes valores dos β_i 's, para as covariáveis significativas apresentadas na Tabela 4: $\beta_0 = -0,377$; $\beta_1 = 0,185$ (idade da mãe), $\beta_2 = 0,339$ (paridade), $\beta_3 = 0,797$ (consultas), $\beta_4 = 0,262$ (sexo), $\beta_5 = 0,799$ (anomalias). Aplicando a fórmula (23), que refere-se ao *ln odds* tem-se

$$\ln odds = -0,381 + 0,185 + 0,339 + 0,797 + 0,262 + 0,799 = 2,005 = 2,00$$

Com o valor do *ln odds* é possível pela fórmula (25) encontrar a probabilidade:

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(2,00)}} = 0,8813$$

Portanto é possível dizer que um bebê prematuro, ou seja, pré-termo, cuja mãe apresentou todos os fatores de risco significativos, possui 88% de chance de nascer com baixo peso.

Agora considerando os bebês a termo, obtiveram-se os seguintes valores dos β_i 's, para as covariáveis significativas conforme a Tabela 5: $\beta_0 = -4,255$, $\beta_1 = 0,448$ (idade da mãe), $\beta_2 = 0,281$ (escolaridade), $\beta_3 = 0,192$ (estado civil), $\beta_4 = 0,119$ (ocupação), $\beta_5 = 0,328$ (paridade), $\beta_6 = 0,482$ (consultas), $\beta_7 = 0,969$ (local do nascimento), $\beta_8 = 0,440$ (sexo), $\beta_9 = 0,959$ (anomalias).

Utilizando estes valores na equação (23), que corresponde ao valor do $\ln odds$ tem-se

$$\ln odds = -4,255 + 0,448 + 0,281 + 0,192 + 0,119 + 0,328 + 0,482 + 0,969 + 0,440 + 0,959 = -0,037 = -0,04$$

Com o valor do $\ln odds$ é possível verificar a probabilidade, utilizando a fórmula (25).

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(-0,04)}} = 0,4908$$

Portanto é possível dizer que um bebê não prematuro, ou seja, a termo, cuja mãe apresentou todos os fatores de risco significativos durante a gestação, possui 49% de chance de nascer com baixo peso.

5 CONCLUSÕES

Neste trabalho foi possível identificar os principais fatores de risco para a ocorrência de baixo peso ao nascer, utilizando a análise de regressão logística.

Observou-se que a prematuridade foi o principal fator de risco mais importante, dentre os avaliados, disponíveis no SINASC para a ocorrência de baixo peso ao nascer.

Outro fator de risco bastante importante encontrado foi o número de consultas pré-natais, pois observou-se que nem todas as gestantes realizam o número de consultas pré-natais necessárias para o bom acompanhamento do feto. Isto mostra que mesmo com os programas de saúde da família proporcionados pelo governo, como por exemplo, estratégia da saúde da família, que é um programa de saúde que faz visitas domiciliares as comunidades e que possui enfermeiros, médicos, dentistas, entre outros profissionais da área no quadro de funcionários que realizam as visitas, ainda assim há um número considerável de gestantes sem o devido acompanhamento pré-natal necessário para o bebê não apresentar baixo peso ao nascer.

Os dados da declaração de nascidos vivos vêm sendo cada vez mais utilizados em pesquisas sobre saúde. Utilizando estes dados foi possível fazer um estudo sobre os recém-nascidos podendo-se assim identificar estes fatores de risco que influenciam no baixo peso ao nascer e conseqüentemente na saúde do recém nascido, sendo o baixo peso ao nascer o indicador ou fator de risco mais importante para a mortalidade infantil.

Neste estudo a ocupação da mãe, o tipo de parto e a raça não permaneceram nos modelos de regressão logística, já que estes fatores não apresentaram significância para a presença de baixo peso ao nascer.

Quando separados os bebês a termo dos pré-termo observou-se que o número de consultas pré-natais continuou sendo o principal fator de risco para a incidência de baixo peso. Isto significa que mulheres grávidas devem procurar um acompanhamento gestacional, tanto em postos de saúde, como em programas de saúde pública ou privada, para proporcionar ao bebê uma melhor qualidade de vida.

Conclui-se com este estudo que os resultados encontrados podem contribuir para comparações com dados passados e futuros, proporcionando um acompanhamento dos valores de fatores de risco no passar dos anos, servindo de referência para estudos que utilizem a regressão logística.

ARTIGO

RESUMO: Identificar os fatores de risco para o baixo peso ao nascer de gestações únicas, por meio da análise de regressão logística com desfecho binário, utilizando dados do Sistema de Informações de Nascidos Vivos – SINASC do RS no ano de 2008. A população do estudo foi de 131.736 nascidos vivos após correções. Utilizou-se a análise de regressão logística múltipla com nível de significância de 5%. A análise dos dados foi realizada utilizando-se o aplicativo computacional PASW 17.0. 8,1% dos recém-nascidos apresentaram baixo peso ao nascer no RS em 2008. Foram identificados os fatores de risco significativos para o baixo peso ao nascer: mães nulíparas (OR = 1,41); mães com idade materna maior ou igual a 35 anos (OR = 1,40); mães com escolaridade de 0 a 3 anos (OR = 1,67) e mães com escolaridade de 4 a 11 anos (OR = 1,20), mães que não possuíam união estável (OR = 1,11); mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal (OR = 3,48); mães que realizaram de 1 a 6 consultas pré-natais (OR = 1,74); nascidos vivos que nasceram fora do hospital (OR = 2,05); nascidos vivos prematuros (OR = 31,43); do sexo feminino (OR = 1,45) e nascidos vivos com anomalia genética (OR = 2,42). A prematuridade foi o principal fator de risco para a ocorrência de baixo peso ao nascer, seguido do número de consultas pré-natal mostrando a importância de a mãe ter um acompanhamento durante a gestação, com qualidade.

Palavras-chave: Regressão logística, Baixo peso ao nascer, Fatores de risco, Nascido Vivo.

ABSTRACT: To identify risk factors for low birth weight singleton pregnancies by means of logistic regression analysis with binary outcomes, using data from the Information System on Live Births - SINASC RS in 2008. The study population was 131,736 live births after corrections. We used a multiple logistic regression analysis with a significance level of 5%. Data analysis was performed using the computer application PASW 17.0. 8.1% of newborns had low birth weight in RS in 2008. We identified the significant risk factors for low birth weight: nulliparous mothers (OR = 1.41), mothers with maternal age greater than or equal to 35 years (OR = 1.40), mothers with schooling of 0 to 3 years (OR = 1.67) and mothers with schooling 4-11 years (OR = 1.20), mothers who did not have a stable relationship (OR = 1.11),

mothers who did not attend any prenatal visits (OR = 3.48), mothers who had 1-6 prenatal visits (OR = 1.74); live births born outside the hospital (OR = 2.05), preterm births (OR = 31.43); females (OR = 1.45) and live births with genetic defects (OR = 2.42). Prematurity was the main risk factor for the occurrence of low birth weight, followed by the number of prenatal visits showing the importance of having the mother during pregnancy monitoring, quality.

Keywords: logistic regression, low birth weight, risk factors, Born Alive.

INTRODUÇÃO: Mesmo com um significativo avanço da medicina, observa-se que ainda existe uma grande incidência de bebês que nascem com baixo peso. Nota-se que no Brasil essa taxa se mantém em torno de 8,0%. Em 2000, 7,7% dos bebês nasceram com baixo peso, em 2004 foi 8,2% e em 2008 esta taxa foi de 8,3%. A região do Brasil que possui menores taxas de baixo peso é a região norte, enquanto que a região sudeste possui as maiores taxas de baixo peso é a região sudeste (SINASC).

O baixo peso ao nascer é definido pela Organização Mundial da Saúde (OMS) como todo nascido vivo com peso ao nascer, inferior a 2.500 gramas. Já a prematuridade é definida como o nascimento que ocorre antes da 37ª semana de gestação. (OMS)

O estudo do baixo peso é importante pelo fato de subsidiar, com informações, os profissionais da saúde a tomar decisões em relação a grupos de localidades que necessitam maior atenção destes, principalmente famílias que não tem acesso ao conhecimento de dados estatísticos sobre baixo peso de bebês, risco de prematuridade, entre outros fatores que influenciam para o baixo peso.

Um acompanhamento de profissionais da saúde durante a gravidez ressalta a importância de que consultas pré-natais sejam realizadas pela mãe. É possível identificar que, o baixo peso ao nascer juntamente com a prematuridade, são os fatores de risco mais importantes para a mortalidade infantil, já que o coeficiente de mortalidade infantil é o principal indicador de saúde de uma população.

Os fatores de risco para o baixo peso ao nascer, mais importantes são: idade gestacional, idade da mãe, número de consultas pré-natais, número de filhos, entre outros.

Com o objetivo de identificar os fatores de risco para o baixo peso, utiliza-se a análise de regressão logística, que é uma técnica estatística que tem como objetivo

reproduzir um modelo que permita a medição de valores de uma variável categórica binária, a partir de uma série de variáveis explicativas, ou seja, variáveis independentes (PAGANO, 2004).

Neste estudo utilizou-se a regressão logística múltipla com o objetivo de identificar os fatores de risco para o baixo peso ao nascer, para os nascidos vivos de gestação única. Os dados foram referentes ao ano de 2008 obtidos no Sistema de Informações de Nascidos Vivos – SINASC do Rio Grande do Sul.

MATERIAL E MÉTODOS: O estado do Rio Grande do Sul possui como capital a cidade metropolitana de Porto Alegre, e conta com um território de 268.781.896 Km, bem como, uma população de 10.693.929 pessoas. O estado é composto por 496 municípios e uma densidade demográfica de 39,79 habitantes/Km², conforme o censo de 2010 (IBGE, 2011).

Para este trabalho foram utilizados dados de nascidos vivos do Rio Grande do Sul no ano de 2008, os quais provieram das Declarações de Nascidos Vivos que constam no Sistema de Nascidos Vivos (SINASC) do RS, no ano de 2008, e foram obtidos no site do Departamento de Informações do Sistema Único de Saúde (DATASUS) (Datusus: <http://www.datasus.gov.br>), o qual fornece informações tanto da mãe como do seu bebê.

A população obtida pelo banco de dados é de 135.143 nascidos vivos. Foram considerados somente aqueles bebês provenientes de gestação única, ou seja, os 3.041 nascidos vivos de gravidez múltipla foram excluídos do banco de dados por ser comum a ocorrência de baixo peso, independentemente da influência dos outros fatores. Com isso obteve-se uma nova população de 132.102 nascidos vivos.

A técnica utilizada para a análise dos dados deste estudo foi a análise de regressão logística simples e múltipla.

Para identificar os erros de registros, excluíram-se os dados dos recém-nascidos (RN) com peso inferior à 500g (83 indivíduos); RN de gestações com duração inferior a 22 semanas (27 indivíduos); RN de gestação com duração de 22 a 27 semanas e com peso maior de 1.500g (35 indivíduos); RN de gestação com duração de 28 a 31 semanas e com peso maior de 2.500g (41 indivíduos), os RN com duração da gestação maior de 37 semanas e com peso inferior a 1.500g (90 indivíduos) e 90 dados faltantes, ou seja, recém-nascidos que não apresentavam

informações sobre o peso ao nascer. Com estas exclusões de erros de registros foram então considerados 131.736 nascidos vivos de gestação única para esta análise.

Foi considerada como o desfecho do estudo (variável dependente), a variável dicotômica baixo peso ao nascer, sendo considerado baixo peso o peso ao nascer inferior a 2.500g.

Quanto às covariáveis estudadas, todas foram recodificadas em função das faixas de interesse para a interpretação dos resultados da análise.

Observando as características maternas, têm-se as seguintes covariáveis:

- Idade da mãe: considerou-se como faixa de referência as mães entre 20 a 34 anos; baixo risco, mães com idade maior ou igual a 35 anos; maior risco, mães com menos de 20 anos (adolescentes).

- Escolaridade da Mãe: considerou-se faixa de referência as mães que estudaram mais de 12 anos; baixo risco, mães; que tiveram de 4 a 11 anos de estudo; alto risco, mães que estudaram de 0 a 3 anos;

- Estado civil: considerou-se como faixa de referência as mães que eram casadas ou mantinham uma união consensual; faixa de risco, outro estado civil;

- Ocupação da mãe: considerada faixa de referência, mães donas de casa (doméstica); faixa de risco, mães que trabalham fora;

- Paridade: faixa de referência, mães com 1 a 2 filhos; baixo risco, mãe nulípara (mãe que teve filho pela primeira vez); faixa de alto risco, mães com 3 ou mais filhos;

- Número de consultas pré-natais: faixa de referência, mães que fizeram 7 ou mais consultas; baixo risco, mãe com 1 a 6 consultas; faixa de alto risco mãe que não fizeram nenhuma consulta;

- Tipo de parto: faixa de referência, parto vaginal, faixa de risco, parto cesáreo;

- Local do nascimento: faixa de referência, hospital; faixa de risco, outro lugar;

- Tempo de gestação: faixa de referência, gestações que tiveram 37 semanas ou mais de duração (não prematuros); faixa de risco gestações menores de 37 semanas de duração (prematuros).

As características dos recém-nascidos consideradas foram:

- Sexo: faixa de referência sexo masculino, faixa de risco sexo feminino;

- Raça: faixa de referência branca, faixa de risco outra;

- Anomalia genética: faixa de referência ausência de anomalia, faixa de risco presença de anomalia.

Após a recodificação das variáveis, foi verificada a existência de associação significativa entre o desfecho (baixo peso ao nascer) e as covariáveis. Além disso, foram calculadas as frequências de baixo peso ao nascer (BPN) em cada faixa das covariáveis.

Para a seleção das covariáveis incluídas no modelo múltiplo foi realizada a análise de regressão logística simples, sendo obtidas as razões de chances brutas (OR). Nesta etapa da modelagem considerou-se um nível de significância de 25% conforme sugerido por Hosmer e Lemeshow (1989).

Para a etapa da análise de regressão logística múltipla, foi utilizado o procedimento não-condicional, método *enter* em que se inclui, simultaneamente, no modelo todas as covariáveis independentes significativas ao nível de 25% para encontrar os fatores de risco (OR ajustado) do modelo múltiplo. Nesta fase o nível de significância considerado foi de 5%, ou seja, as covariáveis não significativas foram retiradas do modelo, uma de cada vez, por ordem decrescente do maior p-valor. A cada retirada de uma covariável o modelo foi ajustado novamente, e assim sucessivamente até que todas as covariáveis do modelo tenham p-valor menor ou igual a 5%. A manutenção de uma covariável não significativa no modelo pode acontecer, desde que exista uma justificativa plausível para isso.

A modelagem, utilizando o mesmo procedimento anterior, foi realizada, separadamente, para os nascidos vivos de gestação com tempo de duração maior ou igual a 37 semanas, ou seja, os nascidos vivos a termo e também para os nascidos vivos de gestação com duração menor do que 37 semanas, ou seja, os bebês prematuros (pré-termos).

Utilizou-se o teste da razão de verossimilhança para verificar qual o melhor modelo para explicar o comportamento dos dados. Para a realização deste teste, primeiramente, considerou-se todas as covariáveis. Para a comparação entre os modelos ajustados, foi verificado o efeito da inclusão de cada covariável, ou seja, se esta melhorava o poder de explicação do modelo. Posteriormente, realizou-se o teste de Wald para observar a significância de cada coeficiente estimado no modelo.

Com base nos modelos de regressão logística encontrados, foram estimadas as probabilidades de ocorrência do desfecho (BPN) considerando situações de risco para o recém-nascido.

Para a obtenção dos dados foi utilizado o programa TabWin32 (Ministério da Saúde, Brasil), sendo os dados convertidos para o aplicativo computacional PASW 17.0, onde foi realizada a análise estatística.

RESULTADOS E DISCUSSÕES: Durante o ano de 2008, foram registrados 135.143 nascidos vivos (NV) no RS. Depois de selecionadas as gestações únicas e realizadas todas as correções, o banco de dados ficou constituído de 131.736 NV, dos quais 10.700 nascidos vivos, que corresponde à 8,1%, apresentaram baixo peso ao nascer (BPN). A média de peso ao nascer foi de 3.194,25g sendo o peso mínimo de 505g e o máximo de 6.275g.

Na Tabela 2 observa-se a distribuição de frequências do peso ao nascer por faixas de 500g, segundo a idade gestacional, conforme consta na Declaração de Nascidos Vivos. Verifica-se que 57,7% dos nascidos vivos prematuros apresentaram baixo peso, contra 3,8% dos NV não-prematuros.

A maior proporção de nascidos vivos (41,2%) apresentou peso ao nascer na faixa de 3.000g a 3.499g.

Tabela 6 - Distribuição do peso ao nascer (em gramas), dos nascidos vivos, SINASC/RS, segundo a idade gestacional em 2008.

Peso (g)	Idade gestacional (semanas)						Total (%)
	Faixas de pré-termo			Pré termo	Termo	Pós Termo	
	22 a 27	28 a 31	32 a 36	<37	37 a 41	≥ 42	
500 a 999	341	152	22	515	-	-	515(0,4)
1.000 a 1.499	83	463	274	820	-	-	820(0,6)
1.500 a 1.999	-	281	1344	1625	359	2	1986(1,5)
2.000 a 2.499	-	50	3158	3208	4156	15	7379(5,6)
2.500 a 2.999	-	-	3015	3015	37390	81	30486(23,1)
3.000 a 3.499	-	-	1162	1162	52831	249	54242(41,2)
3.500 a 3.999	-	-	291	291	28825	232	29348(22,3)
> 4.000	-	-	61	61	6764	135	6960(5,3)
Total	424	946	9327	10697	120325	714	131736(100)
BPN	424	946	4798	6168	4515	17	10700
%	100	100	51,4	57,7	3,8	2,4	8,1

Conforme informações obtidas no site do DATASUS, no ano de 2008, 8,3% de bebês brasileiros apresentaram baixo peso ao nascer, sendo 7,5% dos bebês oriundos de gestações únicas. No presente estudo, no mesmo ano, para o Rio Grande do Sul considerando somente gestações únicas, observou-se uma porcentagem semelhante a do Brasil, pois 8,1% dos recém-nascidos apresentaram

baixo peso ao nascer. Acrescenta-se que o valor encontrado neste estudo é próximo ao valor encontrado por Andrade et al. que foi de 8,4%, sendo que o estudo de Andrade et al. refere-se a dados de municípios, divididos em grandes regiões, ele considerou municípios com mais de 50 mil habitantes e municípios com menos de 50 mil habitantes. Para a comparação dos resultados verificou-se somente os resultados para gravidez única na Região Sul do país no ano de 2005.

Brabas et al encontrou 8,7% de recém-nascidos com baixo peso ao nascer, no Rio de Janeiro no ano de 2001, estudo que considerou somente gravidez únicas, e manteve uma população de 78.582 bebês.

No estudo de Weiss e Fujinaga, realizado com uma amostra de 95 bebês no Hospital Santa Casa em Iraí (PR), 7,3% dos recém-nascidos apresentaram baixo peso, um percentual inferior ao encontrado no presente estudo. Diferença esta talvez pelo fato de que o estudo de Weiss e Fujinaga refere-se a um único hospital.

A prematuridade, por ser o principal fator de risco para o baixo peso ao nascer, é bastante citada em vários artigos científicos. No estudo de Andrade et al (2008) 7,3% dos NV com baixo peso ao nascer prematuros na Região Sul e 6,6% para o Brasil no ano de 2005. Weiss e Fujinaga obtiveram essa taxa de 6,2%, inferior ao valor obtido no presente estudo que foi de 8,1%.

Na Tabela 3 são apresentados os possíveis preditores do baixo peso ao nascer para os nascidos vivos do estudo, bem como, as frequências de NV nas faixas das covariáveis. São apresentados os valores do OR bruto e OR ajustado com os respectivos Intervalos de Confiança (95%).

Tabela 7 - Distribuição de frequências e resultados da análise de regressão logística para os NV de gestação única, tendo como variável dependente o BPN, SINASC/RS, 2008.

Variáveis Independentes	Total (%)	BPN (%)	OR Bruto (IC 95%)	OR Ajustado (IC 95%)
Idade Materna				
20 a 34	90224(68,5)	6968(7,7)	1	1
≥35	18467(14,0)	1837(9,9)	1,32(1,25 – 1,39)	1,40(1,30 – 1,50)
<20	23113(17,5)	2220(9,6)	1,27(1,21 – 1,34)	0,98(0,91 – 1,04)*
Escolaridade				
12 ou mais	25735(19,6)	1950(7,6)	1	1
4 a 11	99232(75,8)	8340(8,4)	1,12(1,06 – 1,18)	1,20(1,12 – 1,29)
0 a 3	5934(4,5)	664(11,2)	1,54(1,40 – 1,69)	1,67(1,48 – 1,89)
Estado Civil				
Casada/união consensual	45548(34,8)	3359(7,4)	1	1
Outro	85407(65,2)	7602(8,9)	1,23(1,18 – 1,28)	1,11(1,05 – 1,18)
Ocupação				

Doméstica	64815(54,0)	5668(8,7)	1	-
Outro	55171(46,0)	4424(8,0)	1,10(1,06 – 1,14)	-
Paridade				
1 a 2	53974(43,2)	3827(7,1)	1	1
Nulípara	55158(44,2)	5103(9,2)	1,34(1,28 – 1,40)	1,41(1,33 – 1,49)
3 ou mais	15739(12,6)	1437(9,1)	1,32(1,24 – 1,40)	1,01(0,93 – 1,09)*
Consultas pré-natais				
7 ou mais	94189(71,8)	5713(6,1)	1	1
1 a 6	34890(26,6)	4746(13,6)	2,44(2,34 – 2,54)	1,74(1,65 – 1,84)
Nenhuma	2155(1,6)	510(23,7)	4,80(4,33 – 5,32)	3,48(3,02 – 4,01)
Parto				
Vaginal	61763(46,9)	4920(7,9)	1	-
Cesáreo	70016(53,2)	6104(8,7)	1,10(1,06- 1,15)	-
Local de nascimento				
Hospital	131326(99,6)	368(0,2)	1	1
Outro	477(0,4)	109(22,8)	3,27(2,646 – 4,05)	2,05(1,52 – 2,78)
Gestação				
≥37	121039(91,9)	4790(4,0)	1	1
<37	10697(8,1)	6222(58,2)	33,74(32,16 – 35,40)	31,43(29,85 – 33,10)
Sexo				
Masculino	67329(51,1)	5043(7,5)	1	1
Feminino	64473(48,9)	5982(9,3)	1,26(1,22 – 1,31)	1,45(1,38 – 1,52)
Raça/Cor				
Branca	117051(88,9)	9673(8,3)	1	-
Outra	14656(11,1)	1347(9,2)	1,12(1,06 – 1,19)	-
Anomalias				
Sem anomalia	130087(99,1)	10704(8,2)	1	1
Com anomalia	1205(0,9)	279(23,1)	3,36(2,94 – 3,85)	2,42(2,00 – 2,93)
Total	131736	11025(8,4)		

* Não significativos ($p > 0,05$); NV= nascido vivo; BPN = baixo peso ao nascer; OR= *odds ratio*; IC= Intervalo de Confiança.

Observa-se que todas as covariáveis são significativas ao nível de 5%, (OR Bruto; IC 95%), na fase de seleção das covariáveis para o modelo múltiplo.

Considerando os fatores de riscos individuais para o BPN observa-se que a prematuridade representa o fator de risco mais importante, ou seja, de maior risco para o baixo peso ao nascer. Isso significa que um nascido vivo prematuro apresenta aproximadamente 33 vezes a chance de ter BPN do que um NV a termo (OR = 33,74).

A realização de consultas pré-natais também apresentou importante fator de risco para o baixo peso, ou seja, quanto maior o número de consultas pré-natais realizada pela mãe do NV menor a chance da ocorrência do baixo peso ao nascer.

Observou-se que nas bibliografias citadas, mais de 50% dos bebês prematuros apresentaram baixo peso ao nascer. Neste estudo esta taxa foi de 58,2%, enquanto que no estudo de Andrade et al. (2008) foi de 57,7% para a região

Sul no ano de 2005. Nos seguintes estudos estes valores foram ainda maiores: Uchimura et al. (2008), que considerou 4.015 nascidos vivos, de partos únicos referente ao ano de 2001 no município de Maringá (PR), a taxa de recém-nascido prematuros com baixo peso esteve em 64,7% e no estudo de Brabas et al. (2009), considerando somente os bebês prematuros, 64,4% destes apresentaram baixo peso ao nascer.

Um resultado interessante foi encontrado por Tiago et al. (2008), em estudo que considerou uma amostra de 510 casos de nascidos vivos em maternidades públicas na região norte de Minas Gerais entre 2003 e 2005. Os autores encontraram que bebês prematuros possuem 100 vezes mais chances de nascerem com baixo peso do que bebês não prematuros, sendo esse resultado bem superior ao deste estudo em que os bebês prematuros possuem 30 vezes mais chance de nascerem com baixo peso do que bebês não prematuros. Esta associação entre prematuridade e baixo peso ao nascer é amplamente reconhecida, sendo que esta variação deve ser explicada por fatores regionais.

No trabalho de Carniel et al., que trata de um estudo transversal com 14.444 dados retirados das declarações de nascidos vivos (SINASC), referentes aos partos de mulheres residentes em Campinas, ocorridos no próprio município em 2001, observou-se que 9,1% dos nascidos vivos apresentaram baixo peso ao nascer. Os autores estimaram que um recém-nascido prematuro possui 33 vezes mais chance de apresentar baixo peso do que um bebê não prematuro ($OR_{bruto} = 34,74$), valor próximo ao encontrado no presente estudo, de que um bebê prematuro tem 32 vezes mais chance de nascer com baixo peso do que um bebê não prematuro ($OR_{bruto} = 33,74$).

Na análise de regressão logística múltiplo, três dos fatores de risco, que foram significativos no nível individual, não apresentaram significância no modelo múltiplo. O fator de risco ocupação da mãe apresentou significância de $p = 0,057$, o fator de risco tipo de parto obteve $p = 0,76$ e o fator de risco raça/cor apresentou $p = 0,206$.

No modelo múltiplo, a idade gestacional se manteve como o fator de risco mais importante para a ocorrência do BPN, quando considerado conjuntamente com todos os outros fatores de risco. O segundo fator de risco com maior força de associação com o BPN foi a não realização de nenhuma consulta pré-natal, sendo que um NV cuja mãe que não realizou nenhuma consulta tem aproximadamente 3

vezes a chance de apresentar baixo peso ao nascer em relação ao NV cuja mãe realizou 7 ou mais consultas pré-natais.

No modelo para todos os nascidos vivos do estudo, os fatores de risco significativos para o BPN foram: mães nulíparas; mães com idade materna maior ou igual a 35 anos; mães com escolaridade de 0 a 11 anos, mães que não possuíam união estável; mães que fizeram até 6 consultas pré-natais; nascidos vivos que nasceram fora do hospital; nascidos vivos pré-termos; do sexo feminino e nascidos vivos com anomalia genética.

A gravidez na adolescência é um fato que merece uma atenção especial, já que mães jovens, com idade inferior a 20 anos, significam risco para a ocorrência de baixo peso ao nascer. No estudo de Uchimura et al., realizado em Maringá (PR) no ano de 2001, a prevalência de recém-nascidos com baixo peso na faixa etária até 20 anos foi de 8,2% sendo que neste estudo esta porcentagem foi de 9,6%.

No estudo de Nascimento, utilizando dados do Hospital de Taubaté (SP), no ano de 1999, dos 584 recém-nascidos, 11% apresentaram baixo peso ao nascer. Destes observou-se a influência da idade materna para a presença de BPN, onde mães com menos de 20 anos apresentaram uma razão de chance bruto de 1,82. No estudo de Antonio et al., que analisou 14.443 nascidos vivos de Campinas (SP), o valor de razões de chance bruto para a incidência de baixo peso em mães adolescentes foi de 1,34. Estes valores de razões de chance são próximos ao do presente estudo que foi de 1,26.

No estudo de Cascaes et al., realizado em Santa Catarina no ano de 2005, que considerou somente as gestações únicas dos 82.548 nascidos vivos, dos quais 4.993 (6,1%) foram prematuros, observou-se que mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal obtiveram 8 vezes mais chance de terem bebês com baixo peso do que mães que realizaram pelo menos uma consulta. Uma diferença discrepante já que para o presente estudo, mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal tiveram 3 vezes mais chance de terem bebês com baixo peso ao nascer.

No estudo de Moraes (2007) que estudou o baixo peso ao nascer nos nascidos vivos do RS no ano de 2003, considerando todas as variáveis constantes na declaração de nascidos vivos, somente a raça não foi significativa enquanto que no presente estudo três fatores de risco não foram significativos: a raça, a ocupação e o tipo de parto. Da mesma forma a prematuridade manteve-se como o fator de

risco mais importante para o baixo peso ao nascer. Em 2003, bebês que nasceram prematuros apresentaram 33 vezes mais chance de nascerem com baixo peso do que bebês não prematuros. No presente estudo com dados de 2008 houve uma pequena redução deste valor, já que bebês prematuros apresentaram 30 vezes mais chance de nascer com baixo peso do que bebês não prematuros.

Comparando os resultados obtidos por Moraes (2007) aos deste estudo, já que os dois trabalhos referem-se a dados de nascidos vivos no Rio Grande do Sul, porém um utilizando os dados de 2003 e outro os de 2008, é possível verificar algumas diferenças nesses cinco anos que se passaram. Observou-se que para os fatores de risco, idade materna, estado civil da mãe e sexo do bebê, não houve alteração importante nas razões de chances. Para o fator de risco paridade obteve-se uma pequena diferença nas razões de chance, em 2003 essa razão foi maior que em 2008. Nos fatores de risco, escolaridade, local do nascimento e presença de anomalias, ocorreu um pequeno aumento das razões de chances, em 2008 ocorreram mais riscos do que em 2003. Para o fator de risco, consultas pré-natais, em 2008 houve um aumento significativo em relação a 2003. Nota-se que em 2008 a razão de chance de uma mãe ter um bebê com baixo peso ao nascer tendo feito 1 a 6 consultas pré natais foi de 1,74, enquanto em 2003 esta mesma faixa apresentou razão de chance de 1,57. Para as mães que não realizaram nenhum tipo de consulta pré-natal, em 2008 a razão de chance foi de 3,48 enquanto que em 2003 foi de 2,67.

Utilizando-se o teste da razão de verossimilhança, para a verificação do melhor modelo, foi possível obter o seguinte resultado para todos os (β_i 's).

Considerando $\beta_0 = -4,103$; $\beta_1 = 0,337$ (paridade, mães nulíparas), $\beta_2 = 0,026$ (paridade, mães com 3 ou mais filhos), $\beta_3 = 0,342$ (idade da mãe, mães com 35 anos ou mais), $\beta_4 = -0,024$ (idade da mãe, mães com menos de 20 anos), $\beta_5 = 0,179$ (escolaridade da mãe, mães que tiveram de 4 a 11 anos de estudo), $\beta_6 = 0,504$ (escolaridade da mãe, mães que tiveram de 0 a 3 anos de estudo), $\beta_7 = 0,111$ (estado civil da mãe), $\beta_8 = 0,054$ (tipo de ocupação), $\beta_9 = 0,536$ (número de consultas pré-natal, mães que realizaram de 1 a 6 consultas), $\beta_{10} = 1,230$ (número de consultas pré-natal, mães não realizaram nenhum tipo de consulta), $\beta_{11} = 0,050$ (tipo de parto), $\beta_{12} = 0,691$ (local do nascimento), $\beta_{13} = 3,462$ (tempo de gestação), $\beta_{14} = 0,375$ (sexo do bebê), $\beta_{15} = 0,051$ (raça/cor), $\beta_{16} = 0,888$ (anomalias).

O resultado encontrado para todos os β_i 's:

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 45336,50$$

Como já dito na metodologia, ao retirar cada uma das covariáveis não significativa obteve-se um novo modelo sem estas.

Ao retirar a covariável não significativa raça/cor, obteve-se

$$-2 \log \text{ verossilhança} = 45369,97$$

Por meio da diferença desses valores é possível comparar a significância do modelo.

$$45369,97 - 45336,50 = 33,47$$

Observando que a diferença entre o teste da razão da verossimilhança sem a covariável não significativa raça/cor e todas as covariáveis, foi de 33,47, como este valor é maior que o valor do λ^2 com um grau de liberdade, ($\lambda^2 = 3,84$). Tem-se que o novo modelo sem a covariável raça/cor é melhor.

Da mesma maneira apresentada anteriormente, podemos verificar se o modelo melhora sem a covariável não significativa ocupação da mãe.

Utilizando os mesmos β_i 's e a mesma função de verossimilhança para todos os valores de β_i 's temos que:

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 45336,50$$

Realizando um novo teste para a função de verossimilhança, agora não acrescentando a covariável ocupação tem-se que

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 49570,20$$

Observando a diferença entre os dois valores encontrados para o teste da razão de verossimilhança tem-se que, $49570,20 - 45336,50 = 4233,70$, portanto verifica-se que essa diferença é maior que o valor do λ^2 com 1 grau de liberdade ($\lambda^2 = 3,84$). Logo é possível dizer que o novo modelo sem a covariável ocupação da mãe é melhor.

Como dito anteriormente são três as covariáveis não significativas. Realizou-se o teste da verossimilhança para duas delas. Faltando somente a covariável não significativa tipo de parto, realiza-se novamente o teste da verossimilhança.

Considerando todos os β_i 's, valores citados anteriormente, tem-se

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 45336,50$$

Agora retirando a covariável não significativa tipo de parto, tem-se uma nova função de verossimilhança:

$$-2 \log \text{ verossimilhança} = 45351,62$$

Então realizando a diferença entre as duas funções de verossimilhança tem-se que $45351,62 - 45336,50 = 14,92$, Logo como o valor desta diferença é maior que o valor do χ^2 com 1 grau de liberdade ($\chi^2 = 3,84$), observa-se que o novo modelo sem a covariável tipo de parto é melhor do que o anterior que considerava todas as covariáveis.

Na Tabela 4 são apresentados os possíveis preditores do baixo peso ao nascer para os nascidos vivos pré-termo, bem como, as frequências de nascidos vivos nas faixas das covariáveis. São apresentados os valores do OR bruto e OR ajustado com os respectivos Intervalos de Confiança de 95%.

Tabela 8 - Distribuição de frequências e resultados da análise de regressão logística para os NV de gestação única, com idade gestacional menor de 37 semanas tendo como variável dependente o BPN, SINASC/RS, 2008.

Variáveis independentes	Total (%)	BPN (%)	OR Bruto (IC 95%)	OR Ajustado (IC 95%)
Idade materna				
20 a 34	6964(65,1)	3004(43,1)	1	1
≥ 35	1728(16,2)	717(41,5)	1,07 (0,96 - 1,19)*	1,21 (1,08 – 1,36)
< 20	2005(18,7)	754(37,6)	1,26 (1,14 - 1,40)	0,96 (0,86 – 1,08)*
Escolaridade				
12 ou mais	2312(21,8)	1061(45,9)	1	-
4 a 11	7818(73,6)	3213(41,1)	1,22 (1,11 - 1,34)	-
0 a 3	494(4,6)	168(34,0)	1,65 (1,34 – 2,02)	-
Estado civil				
Casada	3598(33,8)	1612(44,8)	1	-
Outro	7040(66,2)	2830(40,2)	1,21 (1,11 - 1,31)	-
Ocupação				
Doméstica	4641(47,6)	1989(42,9)	1	-
Outra	5114(52,4)	2059(40,3)	1,11 (1,03 - 1,21)	-
Paridade				
1 a 2	3886(38,6)	1788(46,0)	1	1
Nulípara	4919(48,8)	1940(39,4)	1,31 (1,20 – 1,42)	1,42 (1,29 – 1,55)
3 ou mais	1268(12,6)	520(41,0)	1,23 (1,08 – 1,40)	1,00 (0,87 – 1,14)*
Consultas pré-natais				
7 ou mais	5507(51,8)	2777(50,4)	1	1
1 a 6	4734(44,5)	1583(33,4)	2,02 (1,87 - 2,19)	2,14 (1,96 – 2,33)
Nenhuma	399(3,7)	89(22,3)	3,54 (2,78 - 4,51)	3,90 (3,02 – 5,04)
Tipo de parto				
Vaginal	4212(39,4)	1763(41,9)	1	-
Cesáreo	6482(60,6)	2709(41,8)	1,00 (0,93 - 1,08)*	-
Local do nascimento				
Hospital	10612(99,2)	4450(41,9)	1	-
Outro	85(0,8)	25(29,4)	1,73 (1,08 – 2,77)	-
Sexo				
Masculino	5590(52,2)	2511(44,9)	1	1

Feminino	5107(47,7)	1964(38,5)	1,30 (1,21 – 1,41)	1,30 (1,20 – 1,41)
Raça/cor				
Branca	9512(89,0)	4031(42,4)	1	-
Outra	1179(11,0)	439(37,2)	1,24 (1,09 – 1,40)	-
Anomalias				
Sem anomalia	10419(97,7)	4398(42,2)	1	1
Com anomalia	244(2,3)	61(25,0)	2,19 (1,64 – 2,94)	2,22 (1,62 – 3,06)
Total	10697(100)	6168(57,7)	-	-

* Não significativos em ($p > 0,05$); NV= nascido vivo; BPN = baixo peso ao nascer; OR= *odds ratio*; IC= Intervalo de Confiança.

Observa-se que todas as variáveis foram significativas ao nível de 5%, nos modelos de regressão logística simples (OR bruto).

Considerando os fatores de risco individuais para o BPN, verifica-se que a maior força de associação ocorreu entre o baixo peso ao nascer e o número de consultas pré-natais, ou seja, para os nascidos vivos cujas mães não tiveram o acompanhamento pré-natal. Isto significa que um NV de mãe que não realizou nenhuma consulta teve aproximadamente quatro vezes a chance de apresentar baixo peso ao nascer do que um NV de mãe que realizou 7 ou mais consultas pré-natais.

Na análise de regressão logística múltipla, seis dos fatores de risco que foram significativos individualmente, não apresentaram significância no modelo múltiplo, sendo excluídos deste. Tais fatores foram: escolaridade da mãe; estado civil da mãe; ocupação da mãe; tipo de parto; local do nascimento e raça/cor.

Verificou-se que o fator de risco número de consultas pré-natais se manteve como o mais importante para a ocorrência de baixo peso ao nascer, mesmo considerado conjuntamente com todos os outros fatores de risco no modelo. Este fator de risco vem seguido, em ordem de importância, pela presença de anomalia congênita. Isto significa que um nascido vivo com anomalia congênita possui aproximadamente duas vezes a chance de apresentar BPN do que um NV que não possui a anomalia.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 4 constata-se que os fatores de risco significativos para o baixo peso ao nascer nos nascidos vivos pré-termos são: mães nulíparas; mães que possuam 35 anos ou mais; mães que realizaram de 0 a 6 consultas pré-natais; nascido vivo do sexo feminino e NV que apresentaram anomalia congênita.

Na Tabela 5 são apresentados os possíveis preditores do BPN para os nascidos vivos a termo, bem como, as frequências de nascidos vivos nas faixas das

covariáveis. São apresentados os valores do OR bruto e OR ajustado com os respectivos Intervalos de Confiança de 95%.

Tabela 9 - Distribuição de frequências e resultados da análise de regressão logística para os NV de gestação única, com idade gestacional 37 semanas ou mais, tendo com variável dependente o BPN, SINASC/RS, 2008.

Variáveis independentes	Total (%)	BPN (%)	OR Bruto (IC 95%)	OR Ajustado (IC 95%)
Idade materna				
20 a 34	83217(68,8)	3001(3,6)	1	1
≥ 35	16729(13,8)	823(4,9)	1,38 (1,28 - 1,50)	1,56 (1,42 - 1,71)
< 20	21093(17,4)	966(4,6)	1,28 (1,19 - 1,38)	0,97 (0,89 - 1,06)*
Escolaridade				
12 ou mais	23422(19,5)	699(3,0)	1	1
4 a 11	91366(76,0)	3726(4,1)	1,38 (1,27 - 1,50)	1,31 (1,19 - 1,44)
0 a 3	5426(4,5)	335(6,2)	2,14 (1,87 - 2,44)	1,88 (1,61 - 2,20)
Estado civil				
Casada	41940(34,9)	1373(3,3)	1	1
Outro	78311(65,1)	3380(4,3)	1,33 (1,25 - 1,42)	1,20 (1,11 - 1,29)
Ocupação				
Doméstica	50510(45,8)	1769(3,5)	1	1
Outra	59660(54,2)	2605(4,4)	1,26 (1,18 - 1,34)	1,11 (1,04 - 1,19)
Paridade				
1 a 2	50063(43,6)	1726(0,4)	1	1
Nulípara	50227(43,8)	2121(4,2)	1,24 (1,16 - 1,32)	1,41 (1,30 - 1,52)
3 ou mais	14441(12,6)	685(4,7)	1,40 (1,27 - 1,53)	1,02 (0,92 - 1,13)*
Consultas pré-natais				
7 ou mais	88676(73,6)	2983(3,4)	1	1
1 a 6	30144(25,0)	1595(5,3)	1,60 (1,51 - 1,71)	1,53 (1,42 - 1,64)
Nenhuma	1715(1,4)	189(11,0)	3,56 (3,05 - 4,16)	3,26 (2,75 - 3,87)
Tipo de parto				
Vaginal	57490(45,0)	2458(4,3)	1	-
Cesáreo	63527(55,0)	2331(3,7)	0,85 (0,80 - 0,90)	-
Local do nascimento				
Hospital	120662(99,7)	4745(3,9)	1	1
Outro	376(0,3)	45(12,0)	3,32 (2,43 - 4,54)	2,04 (1,44 - 2,90)
Sexo				
Masculino	61705(51,0)	1958(3,2)	1	1
Feminino	59332(49,0)	2832(4,8)	1,53 (1,44 - 1,62)	1,55 (1,47 - 1,66)
Raça/cor				
Branca	107485(88,1)	4182(3,9)	1	-
Outra	13464(11,9)	604(4,5)	1,16 (1,06 - 1,27)	-
Anomalias				
Sem anomalia	109604(99,1)	4671(4,3)	1	1
Com anomalia	960(0,9)	95(10,0)	2,70 (2,18 - 3,35)	2,60 (2,06 - 3,28)
Total	121.039(100)	4532(3,7)	-	-

* Não significativos em $p > 0,05$; NV= nascido vivo; BPN = baixo peso ao nascer; OR= odds ratio; IC= Intervalo de Confiança.

Considerando os fatores de risco individuais para o BPN verificou-se para os NV a termo, a maior força de associação entre baixo peso ao nascer e a mães que não tiveram nenhuma consulta pré-natal (OR = 3,56). O que significa que um nascido vivo de uma mãe que não fez nenhuma consulta pré-natal apresenta aproximadamente 3 vezes mais chance de nascer com BPN do que um NV cuja mãe fez 7 ou mais consultas pré-natais.

Na análise de regressão logística múltipla duas das covariáveis que foram selecionadas pelo modelo simples (OR bruto) não foram significativas e, portanto, foram excluídas do modelo múltiplo. São elas: tipo de parto e raça/cor.

No modelo múltiplo se manteve o fator de risco relativo a mães que não fizeram nenhuma consulta pré-natal, com (OR = 3,26). O segundo fator de risco com maior força de associação foi o da presença de anomalia congênita, semelhante ao modelo para todos os NVs (OR = 2,60), o que indica que cada NV que apresenta anomalia congênita tem aproximadamente, duas vezes mais chance de nascer com baixo peso do que um NV sem anomalia.

As covariáveis significativas no modelo para os NV a termo foram: mães que tinham 35 anos ou mais; mães nulíparas; mães que tiveram de 0 a 11 anos de estudo; mães sem união estável; mães que fizeram de 0 a 6 consultas pré-natais; NV que nasceram fora do hospital; bebês do sexo feminino e NV que apresentaram anomalia congênita ao nascer.

Traçando um paralelo entre 2003 e o presente estudo para os nascidos vivos a termo, verificou-se que em 2003 somente a covariável tipo de parto não foi significativa. Porém no presente estudo houve duas covariáveis não significativas o tipo de parto e a raça. É possível observar que comparando os dois estudos, para Moraes (2007), a covariável que possuiu a maior força é a presença de anomalia congênita com *odds ratio* 2,54, sendo que neste estudo com dados de 2008 encontrou-se o valor de *odds ratio* de 2,60, covariável esta que comportou-se como o segundo fator de risco mais influente. A covariável de maior força no presente estudo foi a de mães que não tiveram nenhum tipo de acompanhamento pré-natal, tendo um valor de *odds ratio* de 3,26 contrapondo o estudo de Moraes que encontrou para esta covariável o valor de 2,34.

Para os outros fatores de risco a idade da mãe e sexo do bebê aconteceu um pequeno aumento das razões de chance de 2003 para 2008. Já para o fator de risco

estado civil, em 2003 a razão de chance foi de 1,10, enquanto que para 2008 foi de 1,20. Da mesma forma para o fator de risco escolaridade, obteve-se um aumento nas razões de chance nas duas faixas, para mães que tiveram de 1 a 6 anos de estudo. Em 2003 a razão de chance foi de 1,15, enquanto em 2008 este foi de 1,31. Na faixa de escolaridade onde as mães não apresentaram nenhum ano de estudo esta razão de chance foi de 1,42 em 2003 e de 1,88 em 2008. Para os fatores de risco paridade e ocupação da mãe, de 2003 para 2008 observou-se uma redução das razões de chances. Porém, para o fator de risco local de nascimento em 2003, a razão de chance foi de 2,26, enquanto em 2008 aconteceu uma redução, cuja a razão de chance foi de 2,04.

Para verificar a probabilidade de um recém nascido apresentar baixo peso ao nascer, cuja mãe apresentou todos os fatores de risco durante a gestação, utilizou-se os valores dos coeficientes β_i 's citados anteriormente, quando se falava da função de verossimilhança, para encontrar o valor de *ln odds*, posteriormente substituindo na função de probabilidade.

Considerando os fatores de risco significativos na Tabela 3, verificando a fórmula do *ln odds* (equação 23) tem-se:

$$\ln odds = \beta_0 + \beta_1 \text{idade da mãe} + \beta_2 \text{escolaridade} + \beta_3 \text{estado civil} + \beta_4 \text{paridade} + \beta_5 \text{consultas} + \beta_6 \text{local do nascimento} + \beta_7 \text{gestação} + \beta_8 \text{sexo} + \beta_9 \text{anomalia} \quad (23)$$

Os valores dos β_i 's correspondentes a cada covariável significativa, foram: $\beta_0 = -4,047$; $\beta_1 = 0,337$ (idade da mãe); $\beta_2 = 0,198$ (escolaridade); $\beta_3 = 0,121$ (estado civil); $\beta_4 = 0,332$ (paridade); $\beta_5 = 0,603$ (consultas); $\beta_6 = 0,945$ (local do nascimento); $\beta_7 = 3,444$ (gestação); $\beta_8 = 0,371$ (sexo); $\beta_9 = 0,883$ (anomalias). Substituindo-os na equação (23) acima citada, tem-se:

$$\ln odds = -4,047 + 0,337 + 0,198 + 0,121 + 0,332 + 0,603 + 0,945 + 3,444 + 0,371 + 0,883 = 3,187 = 3,19$$

Agora substituindo este valor do *ln odds* na função de probabilidade, cuja equação está expressa abaixo,

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(\ln odds)}} \quad (25)$$

Tem-se:

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(3,19)}} = 0,9603$$

Portanto pode-se dizer que um bebê, nascido de uma mãe que apresenta todos os fatores de riscos significativos, possui 96% de chance de apresentar baixo peso ao nascer.

Para encontrar a probabilidade de bebês a termos e pré-termos que nascerem com baixo peso, realizou-se a mesma técnica de cálculo de probabilidade anterior, utilizada para todos os nascidos vivos.

Considerando somente os nascidos vivos pré-termo, pode-se obter os seguintes valores dos β_i 's, para as covariáveis significativas apresentadas na Tabela 4: $\beta_0 = -0,377$; $\beta_1 = 0,185$ (idade da mãe), $\beta_2 = 0,339$ (paridade), $\beta_3 = 0,797$ (consultas), $\beta_4 = 0,262$ (sexo), $\beta_5 = 0,799$ (anomalias). Aplicando a fórmula (23), que refere-se ao *ln odds* tem-se

$$\ln odds = -0,381 + 0,185 + 0,339 + 0,797 + 0,262 + 0,799 = 2,005 = 2,00$$

Com o valor do *ln odds* é possível pela fórmula (25) encontrar a probabilidade:

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(2,00)}} = 0,8813$$

Portanto é possível dizer que um bebê prematuro, ou seja, pré-termo, cuja mãe apresentou todos os fatores de risco significativos, possui 88% de chance de nascer com baixo peso.

Agora considerando os bebês a termo, obtiveram-se os seguintes valores dos β_i 's, para as covariáveis significativas conforme a Tabela 5: $\beta_0 = -4,255$, $\beta_1 = 0,448$ (idade da mãe), $\beta_2 = 0,281$ (escolaridade), $\beta_3 = 0,192$ (estado civil), $\beta_4 = 0,119$ (ocupação), $\beta_5 = 0,328$ (paridade), $\beta_6 = 0,482$ (consultas), $\beta_7 = 0,969$ (local do nascimento), $\beta_8 = 0,440$ (sexo), $\beta_9 = 0,959$ (anomalias).

Utilizando estes valores na equação (23), que corresponde ao valor do *ln odds* tem-se

$$\ln odds = -4,255 + 0,448 + 0,281 + 0,192 + 0,119 + 0,328 + 0,482 + 0,969 + 0,440 + 0,959 = -0,037 = -0,04$$

Com o valor do *ln odds* é possível verificar a probabilidade, utilizando a fórmula (25).

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(-0,04)}} = 0,4908$$

Portanto é possível dizer que um bebê não prematuro, ou seja, a termo, cuja mãe apresentou todos os fatores de risco significativos durante a gestação, possui 49% de chance de nascer com baixo peso.

CONCLUSÃO: Neste trabalho foi possível identificar os principais fatores de risco para a ocorrência de baixo peso ao nascer, utilizando a análise de regressão logística. Observou-se que a prematuridade foi o principal fator de risco mais importante, dentre os avaliados, disponíveis no SINASC para a ocorrência de baixo peso ao nascer. Outro fator de risco bastante importante encontrado foi o número de consultas pré-natais, pois observou-se que nem todas as gestantes realizam o número de consultas pré-natais necessárias para o bom acompanhamento do feto. Isto mostra que mesmo com os programas de saúde da família proporcionados pelo governo, como por exemplo, estratégia da saúde da família, que é um programa de saúde que faz visitas domiciliares as comunidades e que possui enfermeiros, médicos, dentistas, entre outros profissionais da área no quadro de funcionários que realizam as visitas, ainda assim há um número considerável de gestantes sem o devido acompanhamento pré-natal necessário para o bebê não apresentar baixo peso ao nascer. Os dados da declaração de nascidos vivos vêm sendo cada vez mais utilizados em pesquisas sobre saúde. Utilizando estes dados foi possível fazer um estudo sobre os recém-nascidos podendo-se assim identificar estes fatores de risco que influenciam no baixo peso ao nascer e conseqüentemente na saúde do recém nascido, sendo o baixo peso ao nascer o indicador ou fator de risco mais importante para a mortalidade infantil. Neste estudo a ocupação da mãe, o tipo de parto e a raça não permaneceram nos modelos de regressão logística, já que estes fatores não apresentaram significância para a presença de baixo peso ao nascer. Quando separados os bebês a termo dos pré-termo observou-se que o número de consultas pré-natais continuou sendo o principal fator de risco para a incidência de baixo peso. Isto significa que mulheres grávidas devem procurar um acompanhamento gestacional, tanto em postos de saúde, como em programas de saúde pública ou privada, para proporcionar ao bebê uma melhor qualidade de vida. Conclui-se com este estudo que os resultados encontrados podem contribuir para comparações com dados passados e futuros, proporcionando um acompanhamento dos valores de fatores de risco no passar dos anos, servindo de referência para estudos que utilizem a regressão logística.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

<http://portal.saude.gov.br/portal/saude/visualizar_texto.cfm?idtxt=21379> Acesso em: 24 de agosto de 2011.

<<http://www.epr.unifei.edu.br/PFG/producao2002/trabalhos/Renata.PDF>> Acesso em: 24 de agosto de 2011.

ANDRADE, C. L. T.; SZWARCOWALD, C.L.; CASTILHO, E. A. Baixo peso ao nascer no Brasil de acordo com as informações sobre nascidos vivos do Ministério da Saúde, 2005. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, nov. 2008. Caderno 24(11), p 2564 – 2572.

ANTONIO, M. A. R. G. M., et al. Fatores associados ao peso insuficiente ao nascimento. **Revista da Associação Medicina Brasileira**. São Paulo, 2009. Caderno 55(2), p. 153 – 157.

BRABAS, D. S., et al. Determinantes do peso insuficiente e do baixo peso ao nascer na cidade do Rio de Janeiro, Brasil, 2001. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, abr.-jun. 2009. Caderno 18(2), p. 161 – 170.

CARNIEL, E. de F., et. al. Determinantes de baixo peso ao nascer a partir das Declarações de Nascidos Vivos. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, 2008. Caderno 11(1), p 169 – 179.

CASCAES, A. M., et. al. Prematuridade e fatores associados no Estado de Santa Catarina, Brasil, no ano de 2005: análise dos dados do sistema de Informações sobre Nascidos Vivos. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, mai. 2008. Caderno 24(5), p. 1024 -1032.

HOSMER, Jr. D. W.; LEMESHOW, Wald's test as applied to hypothesis in logistic analysis. **Journal of the American Statistical Association**. 1989.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/estadost/perfil.php?sigla=rs>> Acesso em 17 de agosto de 2011.

KRAMER, MS. **Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis.** Bull World health Organ 1987; 65(5):663-7737

MEDRONHO, R. A. et al. **Epidemiologia.** São Paulo: Atheneu, 2003.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS/SVSc,2002). **Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – SINASC.** Disponível em:
<http://portal.saude.gov.br/portal/saude/visualizar_texto.cfm?idtxt=21379>

MORAES, A. B. et al. Tendências da proporção de baixo peso ao nascer, no período de 1994 – 2004, por microrregião do Rio Grande do Sul, Brasil: uma análise multinível. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, n 2, v 27, 2007.

NASCIMENTO, L. F. C. Análise hierarquizada dos fatores de risco para o baixo peso ao nascer. **Revista Paulista de Pediatria**, São Paulo, 2005. Caderno 23(2), p. 76 – 82.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE, (OMS). Baixo Peso ao Nascer. Disponível em: <http://scielo.iec.pa.gov.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=50104-16732001000300002&lng=pt&nrm=iso> Acesso em: 01 de setembro de 2011.

PAGANO, M. **Princípios de Bioestatística.** Tradução de Luiz Sérgio de Castro Paiva. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2004.

PENHA, R. N. **Um estudo sobre regressão logística binária.** 2002. Monografia de Graduação em Engenharia de Produção). Departamento de Produção – Universidade Federal de Itajubá. Itajubá, MG, Brasil, 2002.

TIAGO, L. F., CALDEIRA A. P., VIEIRA, M. A. Fatores de risco de baixo peso ao nascimento em maternidade pública do interior de Minas Gerais. **Pediatria**, São Paulo, 2008. Caderno 30(1), p. 8 – 14.

UCHIMURA, T. T., PELSSARI, D. M., UCHIMURA, N. S. Baixo Peso ao Nascer e Fatores Associados. **Revista Gaúcha de Enfermagem**, Porto Alegre, mar. 2008. Caderno 29(1), p 33 – 38.

WEISS, M. C., FUGINACA, C. I. Prevalência de nascimentos baixo peso e prematuro na cidade de Irati – PR: Implicações para a fonoaudiologia. **Revista Salus-Guarapuava**, Paraná, jl./dez. 2007. Caderno 1(2), p 123 – 127.

WHO, 1992. World Health Organization, International statistical classification of diseases and related health problems, tenth revision, World Health Organization, Geneva, 1992.