

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE MEDICINA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM EPIDEMIOLOGIA**



**TESE DE DOUTORADO**  
**BAIXO PESO DE NASCIDOS VIVOS NO RIO GRANDE DO  
SUL, BRASIL: UMA ANÁLISE ESTATÍSTICA MULTINÍVEL**

Anaelena Bragança de Moraes

Orientador: Prof. Dr. João Riboldi

Co-orientadora: Prof<sup>ª</sup> Dr<sup>ª</sup> Elsa Regina Justo Giugliani

Porto Alegre, 30 de janeiro de 2007

---

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE MEDICINA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM EPIDEMIOLOGIA



**TESE DE DOUTORADO**

**BAIXO PESO DE NASCIDOS VIVOS NO RIO GRANDE DO SUL, BRASIL:  
UMA ANÁLISE ESTATÍSTICA MULTINÍVEL**

Anaelena Bragança de Moraes

**Orientador: Prof. Dr. João Riboldi**

**Co-orientadora: Profa. Dra. Elsa Regina Justo Giugliani**

A apresentação desta tese é exigência do Programa de Pós-graduação em Epidemiologia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, para obtenção do título de Doutor.

Porto Alegre, Brasil.  
2007

---

**BANCA EXAMINADORA**

Prof. Dr. Airton Tetelbom Stein  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Prof<sup>ª</sup> Dr<sup>ª</sup> Maria Teresa Aquino de Campos Velho  
Universidade Federal de Santa Maria

Prof<sup>ª</sup> Dr<sup>ª</sup> Tiemi Matsuo  
Universidade Estadual de Londrina

---

***“A mente que se abre a uma nova idéia  
jamais voltará ao seu tamanho original.”***

**Albert Einstein**

**Meus filhos Pedro e Gabriel, dois bebês nascidos a  
termo, de parto normal e com peso aproximado de 3.500g.**

**Esta tese eu dedico a vocês.**

---

## AGRADECIMENTOS

Foram quatro anos de dedicação, perseverança e de grande satisfação pessoal no desenvolvimento do curso de doutorado. Ao concluir esta importante etapa da minha vida, agradeço a todas as pessoas que estiveram ao meu lado.

Agradeço ao meu orientador Professor João Riboldi, um amigo e incentivador desde o início da minha trajetória na busca do curso de doutorado, me aceitando como sua orientanda e acreditando no meu trabalho. Agradeço por todos os ensinamentos estatísticos e pela firmeza na orientação dos caminhos a serem seguidos. Foi e será sempre um privilégio poder contar com a sua presença.

À Professora Elsa, minha co-orientadora, o meu agradecimento pela incansável disponibilidade na orientação deste trabalho. As suas sugestões foram fundamentais. Agradeço imensamente seus ensinamentos, o seu carinho e amizade. Foi muito bom conhecê-la.

Um agradecimento, muito especial, a minha amiga e colega Roselaine. Estivemos sempre juntas nesta caminhada. Vivenciamos momentos de grande alegria, mas as dificuldades também estiveram presentes. Quanto estudo, discussões, trocas de e-mails, telefonemas, reuniões. Enfim, conseguimos finalizar esta jornada, e sem dúvida nenhuma a participação desta querida amiga foi imprescindível nesta caminhada.

O meu sincero agradecimento aos professores da Banca Examinadora, pelas correções e valiosas sugestões e também aos demais professores e funcionários do PPGE.

Ao Professor Aluísio Barros da UFPEL, agradeço pelos primeiros passos em modelagem multinível. Os seus cursos ministrados, sobre modelos multiníveis, me foram valiosos.

Agradeço aos colegas e amigos do curso pelos felizes anos de convivência e deixo a minha saudade.

Aos meus colegas da UFSM o meu agradecimento pelo apoio

---

recebido e à CAPES, pelo suporte financeiro.

Finalmente, agradeço aos meus amigos e familiares pela compreensão do meu afastamento. Principalmente, aos meus filhos Pedro e Gabriel que souberam compreender a minha ausência física. A vocês eu dedico este trabalho e o meu amor.

## SUMÁRIO

ABREVIATURAS E SIGLAS.....	9
RESUMO.....	11
ABSTRACT.....	13
LISTA DE TABELAS.....	15
LISTA DE FIGURAS.....	16
<b>1. APRESENTAÇÃO.....</b>	<b>17</b>
<b>2. INTRODUÇÃO.....</b>	<b>18</b>
<b>3. REVISÃO DA LITERATURA.....</b>	<b>20</b>
<b>3.1 Sistema de Nascidos Vivos.....</b>	<b>20</b>
<b>3.2 Peso ao nascer.....</b>	<b>22</b>
3.2.1 Definições e conceitos.....	22
3.2.2 Estudos brasileiros sobre peso ao nascer.....	27
3.2.3 Outros estudos sobre peso ao nascer.....	35
<b>3.3 Modelos multiníveis.....</b>	<b>39</b>
3.3.1 Modelos multiníveis para desfecho contínuo.....	40
3.3.2 Modelos multiníveis para desfecho binário.....	46
<b>3.4 Modelos multiníveis no contexto de peso ao nascer.....</b>	<b>48</b>
<b>4. OBJETIVOS.....</b>	<b>56</b>
<b>5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>58</b>
<b>6. ARTIGOS.....</b>	<b>65</b>
<b>6.1 Artigo 1.....</b>	<b>66</b>

---

<b>6.2 Artigo 2.....</b>	<b>97</b>
<b>7. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>127</b>
<b>8. ANEXOS.....</b>	<b>132</b>
ANEXO A – Projeto de Pesquisa.....	133
ANEXO B – Parecer de aprovação da Comissão de Pesquisa.....	155
ANEXO C – Declaração de Nascido Vivo – Ministério da Saúde.....	158
ANEXO D – Identificação dos erros de registro na distribuição do peso ao nascer pela idade gestacional dos nascidos vivos.....	161
ANEXO E – Definição das variáveis de contexto das microrregiões do RS.....	163
ANEXO F – Variância complexa (Artigo 1).....	166

---

## ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC – *Akaike's Information Criterion*

ARMA – Autorregressivo Média Móvel

BIC – *Schwarz's Bayesian Criterion*

BPN – Baixo Peso ao Nascer

CENEPI – Centro Nacional de Epidemiologia

CMI – Coeficiente de Mortalidade Infantil

CNS – Conselho Nacional de Saúde

DATASUS – Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde

DIC – *Bayesian Deviance Information Criterion*

DN – Declaração de Nascido Vivo

EUA – Estados Unidos da América

FEE – Fundação de Economia e Estatística

FR – Fator de Redução

IC95% – Intervalo de Confiança com 95% de Confiança

IDESE – Índice de Desenvolvimento Socioeconômico

IGLS – *Iterative Generalized Least Squares*

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MA – Maranhão

MCMC – *Markov Chain Monte Carlo*

MQL – *Marginal Quasi-Likelihood*

MS – Ministério da Saúde

N – Distribuição Normal

NV – Nascido Vivo

ODM – Objetivo de Desenvolvimento do Milênio

OMS – Organização Mundial da Saúde

OR – Razão de Chances

PBPN – Proporção de Baixo Peso ao Nascer

PIB – Produto Interno Bruto

PIG – Pequeno para a Idade Gestacional

---

PQL – *Penalized Quasi-Likelihood*  
PSF – Programa de Saúde da Família  
RCIU – Restrição do Crescimento Intra-Uterino  
REML – *Residual Maximum Likelihood*  
RIGLS – *Restricted/Reweighted Iterative Generalized Least Squares*  
RIPSA – Rede Interagencial de Informações para a Saúde  
RN – Recém-Nascido  
RNBP – Recém-Nascido de Baixo Peso  
RS – Rio Grande do Sul  
SIM – Sistema de Informações sobre Mortalidade  
SINASC – Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos  
SP – São Paulo  
SUS – Sistema Único de Saúde  
SVC – Secretaria de Vigilância em Saúde  
UNICEF – Fundo das Nações Unidas para a Infância  
VPC – *Variance Partition Coefficient*  
WHO – *World Health Organization*

---

## RESUMO

O peso ao nascer é um importante indicador de saúde de uma população e está associado a um grande número de fatores. Esses fatores relacionam o bebê, a mãe e o ambiente físico, entre si, e têm um importante papel na determinação da saúde futura dos recém-nascidos. O fato de as mães de uma mesma microrregião compartilharem o mesmo ambiente e, por isso, serem mais semelhantes entre si do que em relação às mães de outras localidades pode levar a uma maior semelhança também no desfecho em estudo, neste caso o parto. Quando isso acontece, é violada a suposição de independência, passando a existir correlação entre as mães e os bebês (nível 1) na mesma localidade (nível 2). Esse problema é ainda mais importante quando variáveis explanatórias de níveis superiores da hierarquia são de interesse, de forma que todas as unidades de uma localidade estão expostas de forma idêntica aos fatores em estudo. Com base no exposto, este trabalho buscou preditores para a proporção de baixo peso ao nascer, no nível individual (anos) e no nível contextual (microrregiões), no período de 1994 a 2004. A base de dados foi analisada pela análise clássica de Medidas Repetidas e por Regressão Linear Multinível. Foram testados 19 indicadores das microrregiões como variáveis preditoras no nível de contexto e 4 indicadores no nível individual. O modelo multinível encontrado mostra que as proporções de baixo peso ao nascer diferem entre as microrregiões e aumentam no tempo, associado ao aumento do percentual de nascidos vivos prematuros, ao aumento do Coeficiente de Mortalidade Infantil, ao aumento do percentual de cesarianas, no nível individual. Também variam positivamente com o percentual de urbanização, com os gastos com o Sistema Único de Saúde e negativamente com o percentual de participação na atividade econômica, no nível contextual. Outra análise foi realizada utilizando-se dados do Sistema de Nascidos Vivos (SINASC/RS). Foram identificados fatores de risco para o baixo peso ao nascer de crianças nascidas vivas de gestação simples no Rio Grande do Sul, no ano de 2003. No modelo clássico e no modelo multinível, de regressão logística, foram encontrados os mesmos fatores de risco para o baixo peso ao nascer no nível individual, com exceção da escolaridade de 4 a 11 anos, com o diferencial de que o modelo multinível agregou um preditor contextual. Os riscos no nível individual foram prematuridade, nenhuma e 1 a 6 consultas pré-natais, anomalia congênita, nascimento fora do hospital, alta e baixa paridade, sexo feminino, idade materna maior de 35 anos, dona de casa, não-casada, escolaridade de 0 a 3 anos e parto cesáreo, sendo que a raça não foi significativa nos dois modelos. No nível contextual, a maior urbanização explicou o baixo peso ao nascer. O modelo multinível encontrado mostrou que, quanto maior a urbanização da microrregião, maior o risco de baixo peso ao nascer, e, em microrregiões menos urbanizadas, mães solteiras têm risco aumentado, tanto para os nascidos vivos em geral como para os nascidos vivos a termo. Conclui-se que o baixo peso ao nascer varia com as microrregiões e está associado a características

---

individuais e contextuais. Por meio da comparação dos resultados dos modelos tradicionais com os multiníveis, pode-se evidenciar a importância da utilização desses modelos que permitem separar, no modelo, os efeitos dos dois níveis de hierarquia, bem como explicar a parte aleatória do modelo, o que não acontece nos modelos clássicos. Os resultados obtidos nesta tese mostram que variáveis no nível de contexto explicam parte da variação dos desfechos estudados, contribuindo na orientação de políticas públicas de saúde, no que diz respeito aos cuidados e orientações às mulheres, possibilitando a redução na ocorrência de desfechos desfavoráveis para o recém-nascido.

**Palavras-chave:** recém-nascido, baixo peso ao nascer, modelo multinível.

---

## ABSTRACT

Birth weight is an important population health indicator and is associated to a great deal of factors. These factors relate the baby, the mother and the physical environment among themselves, and have an important role determining a newborn's future health. The fact that mothers of a same microregion, share the same physical environment, and thus, are more similar among themselves than the mothers of other places, can also lead to a greater similarity at the study outcome, in this case, the delivery. When this happens, the independence supposition is violated, and a correlation, among the mothers and the babies (level 1) at the same place (level 2), starts to exist. This problem is still more important when explanatory variables of hierarchy superior levels of interest, in a way that all units of a place are exposed, at an identical way, to the factors in study. Based on what was said, this work searched for predictors for the low birth weight proportion at an individual level and at a contextual level (microregions), from 1994 to 2004. Data base was analyzed through the classic analysis of Repeated Measures and Linear Regression Multilevel. Nineteen (19) microregions indicators were tested as predictor variables at the context level and four (4) indicators at the individual level. The found multilevel model shows that the low birth weight proportions differ among the microregions and increase in time in association with the percentage increase of premature newborn, with the increase of the infant mortality coefficient, with the increase of cesarean percentage at an individual level. It also varies positively with the urbanization percentage, with the with the "Sistema Único de Saúde" expenditures, but negatively with the economic activity participation percentage, at the contextual level. Another analysis was accomplished using the data of the "Sistema de Nascidos Vivos" (SINASC/RS). Risk factors were identified for the low birthweight of newborn alive babies of simple pregnancy in the Rio Grande do Sul, in 2003. At the classical and the multilevel model of logistic regression, the same risk factors were found for the low birthweight, at an individual level, except for the 4 to 11 years of the study, with the differential that the multilevel model added a contextual predictor. The risks at an individual level were premature birth, none or 1 to 6 prenatal care visits, congenital anomaly, birth out of the hospital, high and low delivery rate, female babies, mothers above 35 years old, housewife, single mother, 0 to 3 years of study and caesarean, being that the race was not significantly at the models. At the contextual level the higher urbanization explained the low birth weight. The found multilevel model showed that, the higher the microregion urbanization the higher the risk of low birth weight, and, in less urbanized microregions, single mothers have an increased risk for the newborn in general as much as for the newborn at full term. It follows that low birth weight varies with the microregions and it is associated to individual and contextual characteristics. Through comparing the results of classical models to multilevels ones, the importance of the using these models can be evidenced, once they allow to separate, in the model, the effects of the two hierarchy levels, as well as

---

explain the random part of the model, being that this does not happen in the traditional models. Results obtained at this thesis show that variables at a context level explain part of the variation of studied outcome, contributing in the orientation of health public policies, regarding care and women's association, enabling the reduction of unfavourable outcomes for the newborn baby.

**Key words:** newborn, low birth weight, multilevel model.

---

## LISTA DE TABELAS

### Artigo 1

TABELA 1 – Medidas descritivas da PBPB no período de 1994 a 2004: média, mínimo, máximo e valor de 2004 das microrregiões (e mesorregiões) do RS.....	90
TABELA 2 – Estatísticas descritivas das variáveis incluídas no modelo multinível, segundo os níveis individual e de contexto.....	93
TABELA 3 – Modelos tradicional e multiníveis para a PBPB, com efeitos das covariáveis no nível dos anos (1994 a 2004) e das microrregiões do RS.....	94

### Artigo 2

TABELA 1 – Distribuição do peso ao nascer segundo a idade gestacional dos nascidos vivos, SINASC/RS, 2003.....	122
TABELA 2 – Análise de regressão logística simples e múltipla dos NV de gestação única, tendo como desfecho o BPN, SINASC/RS, 2003 (n = 145.870).....	123
TABELA 3 – Resultados da regressão logística simples e múltipla, tendo como desfecho o BPN de NV a termo (n = 134.635), SINASC/RS, 2003.....	124
TABELA 4 – Modelos com efeitos das covariáveis ao nível individual e contextual no risco de BPN.....	125

### ANEXOS

TABELA 1 – Declaração de Nascido Vivo (DN).....	159
TABELA 2 – Distribuição do peso ao nascer pela idade gestacional dos nascidos vivos, SINASC/RS, 2003.....	162
TABELA 3 – Definição das variáveis de contexto das microrregiões do RS.....	164

---

## LISTA DE FIGURAS

### Revisão da Literatura

FIGURA 1 – Estrutura hierárquica das variáveis na modelagem multinível (do Artigo 2).....	55
---	----

### Artigo 1

FIGURA 1 – Proporção de baixo peso ao nascer (PBPN) média para as microrregiões do Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004.....	91
---	----

FIGURA 2 – Proporção de baixo peso ao nascer (PBPN) por microrregião no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004.....	92
--	----

FIGURA 3 – Variância complexa: (1) Função de variância, nível 1 (nscore = CMI centrado na média); (2) Função de variância, nível 2 ..	95
---	----

FIGURA 4 – Gráficos dos resíduos reduzidos ordenados para o nível das microrregiões: (1) resíduos para os interceptos; (2) resíduos para as inclinações.....	96
--	----

### Artigo 2

FIGURA 1 – Gráfico dos resíduos reduzidos ordenados para as microrregiões: (1) resíduos para o modelo 2, os NV; (2) resíduos para o modelo 3, os NV a termo.....	126
--	-----

### ANEXOS

FIGURA 1 – Variância complexa no nível 1.....	167
FIGURA 2 – Variância complexa no nível 2.....	168

---

## 1. APRESENTAÇÃO

Este trabalho consiste na tese de doutorado intitulada “Baixo peso de nascidos vivos no Rio Grande do Sul, Brasil: Uma análise estatística multinível”, apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul em 30 de janeiro de 2007. O trabalho é apresentado em três partes, na ordem que segue:

1. Introdução, Revisão da Literatura e Objetivos;
2. Artigo 1: Proporção de baixo peso ao nascer, no período de 1994 a 2004, por microrregião do estado do Rio Grande do Sul – Análise clássica e multinível e Artigo 2: Fatores de risco para baixo peso ao nascer no estado do Rio Grande do Sul, 2003 – Análise clássica e multinível;
3. Conclusões e Considerações Finais.

Como documentos de apoio, incluindo o Projeto de Pesquisa, utilizou-se o parecer de aprovação da Comissão de Pesquisa, o Formulário da Declaração de Nascido Vivo, a tabela com a identificação dos erros de registro, a tabela com os indicadores de contexto das microrregiões do RS e as funções de variância ou variância complexa (Artigo 1) estão apresentados nos anexos.

---

## 2. INTRODUÇÃO

O peso ao nascer é um importante indicador da saúde de uma população e está associado a um grande número de fatores, tal como idade gestacional, gravidez múltipla, alta paridade e doenças intercorrentes da gestação, como a pré-eclâmpsia. Há também evidência de que outros fatores ambientais menos conhecidos podem afetar o crescimento do feto. O baixo peso ao nascer (peso inferior a 2.500g) e a prematuridade (tempo gestacional inferior a 37 semanas) constituem-se nos principais determinantes da mortalidade perinatal, sendo que os recém-nascidos com baixo peso e com peso deficiente (entre 2.500 e 2.999g) representam grupos vulneráveis ao impacto de condições ambientais e sociais. A variabilidade geográfica do baixo peso tem despertado grande interesse de pesquisadores, devido a sua forte associação com mortalidade infantil e morbidade e à conhecida associação entre privação e localidade com doença-saúde (Jarvelin, 1997).

O fato de as mães de uma localidade compartilharem o mesmo ambiente ou serem mais semelhantes entre si do que em relação a outras localidades pode levar a uma maior semelhança também no desfecho de interesse. Quando isso acontece, foi violada a suposição de independência, passando a existir correlação entre as mães e bebês na mesma localidade. Esse problema é ainda mais importante quando variáveis explanatórias de níveis superiores da hierarquia são de interesse, de forma que todas as unidades de uma localidade estão expostas de forma idêntica ao fator (Barros, 2002).

A análise estatística contextual ou multinível busca combinar a análise das características dos indivíduos com as características do ambiente e de aspectos sociais dos grupos a que eles pertencem. Na sociedade, por exemplo, os indivíduos estão naturalmente organizados em grupos: o indivíduo na família, as famílias agrupadas em bairros, estes organizados em municípios, etc.. As variáveis contextuais podem ter efeitos

---

independentes das características individuais ou modificar a maneira como estas características individuais incidem sobre a situação de saúde (Diez-Roux, 1998).

A grande maioria dos estudos sobre o peso ao nascer tem modelado desfechos de recém-nascidos, usando somente variáveis explanatórias no nível individual, não tendo sido identificado nenhum trabalho multinível com desfecho de peso ao nascer com dados de crianças nascidas no Brasil.

Este trabalho tem como objetivo realizar um estudo sobre o baixo peso ao nascer de crianças nascidas vivas de gestações simples no RS, por meio da modelagem multinível.

---

### 3. REVISÃO DE LITERATURA

#### 3.1 Sistema de Nascidos Vivos

O Sistema de Nascidos Vivos (SINASC) é um subsistema de informações de âmbito nacional, sob a responsabilidade das Secretarias Estaduais e Municipais de Saúde, concebido para diminuir a subenumeração e melhorar a qualidade da informação sobre os nascidos vivos. Esse sistema é alimentado pela declaração de nascido vivo (Anexo C), documento oficial emitido pelo hospital onde ocorre o nascimento (Drachler, 2003). A emissão da declaração de nascido vivo é considerada obrigatória no serviço de saúde em que ocorreu o parto (MS/SVS, 2004b).

O SINASC foi implantado oficialmente pelo Ministério da Saúde em 1990, propiciando um aporte significativo de dados sobre nascidos vivos, com suas características mais importantes, como sexo, local onde ocorreu o nascimento, tipo de parto e peso ao nascer, entre outras. Sua base de dados é nacional, gerada e administrada pelo Centro Nacional de Epidemiologia (CENEPI) em cooperação com o Departamento de Informática do SUS (DATASUS) (MS/SVS, 2006).

Nascido Vivo, segundo a definição da Organização Mundial da Saúde (OMS), é todo o produto da concepção que, independentemente do tempo de gestação, depois de expulso ou extraído do corpo da mãe, respira ou apresenta outro sinal de vida, tal como batimento cardíaco, pulsação do cordão umbilical ou movimentos efetivos dos músculos de contração voluntária, estando ou não desprendida a placenta (MS/SVS, 2006b).

Atualmente, o SINASC está implantado em todos os estados brasileiros, e as informações são divulgadas pelo *site* da internet do Datasus/Ministério da Saúde ([www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)). O sistema é uma fonte de dados de inestimável valor para orientar as políticas de atenção à gestante e ao recém-nascido nos níveis municipal, estadual e nacional (MS/SVS, 2004 b).

---

A cobertura do SINASC ainda não é completa, embora seja perceptível que esteja crescendo e que a qualidade da informação venha melhorando desde a sua implantação. A comparação entre o número de nascimentos ocorridos nos hospitais do SUS e os declarados no SINASC mostra ainda deficiências na sua cobertura em alguns estados do País, sendo que as melhores coberturas ocorrem nas regiões Sul e Sudeste. Na maioria dos estados dessas regiões, a qualidade do SINASC é reconhecida e tem sido referendada pela Rede Interagencial de Informações para a Saúde (RIPSA) (MS/SVS, 2004 b).

Três estudos foram encontrados sobre a confiabilidade do SINASC: o de Mello Jorge et al. (1997), que analisaram as declarações de nascido vivo do Serviço Municipal de Saúde de Londrina, no Paraná, cujos dados foram originados dos partos ocorridos entre abril e setembro de 1994. Foi encontrada uma taxa de sub-registro estimada entre 5,3% e 6,6%. O de Theme Filha et al. (2004), estudo feito com nascidos vivos hospitalares no Município do Rio de Janeiro, utilizou dados de 9.608 nascidos vivos de 1999 a 2001, para avaliar a concordância entre as informações obtidas pela pesquisa e as constantes no SINASC. Foi utilizado o coeficiente Kappa ajustado à prevalência para avaliação da concordância de variáveis categóricas. Para as variáveis contínuas foi utilizado o coeficiente de correlação intraclass. Foram encontrados maiores índices de concordância (concordância > 0,90), nas variáveis: sexo, peso ao nascer, idade da mãe, tipo de parto e tipo de gestação. As menores concordâncias (concordância < 0,70) foram: estado civil, grau de instrução e consultas pré-natais.

O estudo realizado por Almeida et al. (2006) avaliou a validade das informações das Declarações de Nascido Vivo. Para o estudo, foram vinculados os bancos de nascidos vivos do município de São Paulo, do período de 1/08/2000 a 31/01/2001, sendo realizado um estudo de caso-controle de base populacional. As informações das Declarações de Nascido Vivo foram comparadas com as obtidas de entrevistas às mães e dos prontuários hospitalares. As Declarações de Nascido Vivo mostraram-se

---

excelente fonte de identificação de recém-nascido de baixo peso e do tipo de parto, pois apresentaram o grau de concordância mais elevado (próximo de 100%). Por outro lado, fica evidenciado que os nascimentos pré-termo tem um relato subestimado.

Até a finalização desta revisão, não foi encontrado nenhum estudo sobre a confiabilidade do SINASC/Rio Grande do Sul, sendo o mesmo referido por Freitas et al. (2005).

## **3.2 Peso ao nascer**

### **3.2.1 Definições e conceitos**

O peso ao nascer é o primeiro peso do feto ou recém-nascido obtido após o nascimento (WHO, 1992).

Para os nascidos vivos, o peso ao nascer deveria, preferencialmente, ser medido dentro da primeira hora de vida, antes que uma perda de peso significativa pós-natal possa ocorrer (WHO, 2004).

Tanto o peso ao nascer como a mortalidade infantil constituem excelentes indicadores socioeconômicos, sendo que o primeiro seria superior à mortalidade infantil por ser menos influenciável por intervenções médico-sanitárias específicas (Victora, 1994).

O baixo peso ao nascer tem sido definido pela Organização Mundial de Saúde (OMS) como o peso ao nascer inferior a 2.500g (WHO, 1992). Esse ponto de corte, adotado para comparação internacional, é baseado em observações 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).

Existem dois principais mecanismos que levam ao baixo peso: a prematuridade (tempo gestacional inferior a 37 semanas) e o crescimento intra-uterino restrito (RCIU). Esse último é também conhecido como desnutrição fetal, ocorrendo quando a criança nasce com peso abaixo do valor-limite para a sua idade gestacional, sendo que a maior parte dessas crianças é nascida a termo. Entre as principais causas de baixo peso ao nascer, encontram-se as infecções, a desnutrição materna e o fumo (Victora,

---

1994; Kramer, 1987). Outros fatores associados ao baixo peso são: pouca idade gestacional, gravidez múltipla, alta paridade e doenças, como a pré-eclâmpsia. Há também evidência de que outros fatores ambientais menos conhecidos podem afetar o crescimento do feto (Jarvelin, 1997). Esses fatores relacionam o bebê, a mãe e o ambiente físico e têm um importante papel na determinação da saúde futura dos recém-nascidos (WHO, 2004).

O baixo peso ao nascer e a prematuridade constituem-se nos principais determinantes da mortalidade perinatal, sendo que os recém-nascidos com baixo peso e com peso deficiente (entre 2.500 e 2.999g) representam grupos vulneráveis ao impacto de condições ambientais e sociais (Jarvelin, 1997). O baixo peso ao nascer também está estreitamente associado com a morbidade fetal e neonatal, inibição do crescimento e desenvolvimento cognitivo e surgimento posterior de doenças crônicas (Barker, 1992).

Os recém-nascidos prematuros são associados mais freqüentemente a fatores biológicos maternos, e o crescimento intra-uterino restrito, a fatores socioeconômicos (Kramer, 1987).

A variabilidade geográfica do baixo peso tem despertado grande interesse de pesquisadores, devido à associação entre privação e localidade com doença-saúde. (Jarvelin, 1997)

Para a mesma idade gestacional, as meninas pesam menos do que os meninos; as primeiras crianças a nascerem são mais leves do que as crianças subseqüentes; e gêmeos pesam menos do que os bebês únicos. O peso ao nascer é afetado pelo próprio crescimento fetal da mãe e de sua dieta, do nascimento à gravidez e, assim, por sua composição corporal na concepção. Mulheres de baixa estatura, mulheres que vivem em grandes altitudes e mulheres jovens têm bebês menores. Os processos biológicos que afetam o feto no útero estão relacionados à fisiologia da mãe, incluindo sua nutrição (peso da mãe antes da gravidez e história anterior de ter tido um recém-nascido com baixo peso). A dieta da mulher grávida, o estilo de vida (abuso de álcool, tabaco ou drogas) e outras exposições (malária, HIV ou sífilis) ou complicações, tais como a hipertensão prévia ou gestacional,

---

podem afetar o crescimento e o desenvolvimento fetal, bem como a duração da gestação (Kramer, 1987; WHO, 2004; UNICEF, 2006a). Mães com privações socioeconômicas, freqüentemente, têm crianças com baixo peso ao nascer. Nessas condições, as crianças de baixo peso nascidas de mães mal nutridas e sem saúde por um longo período de tempo, incluindo o período da gravidez, podem apresentar alta prevalência de infecções específicas e não-específicas ou de complicações da gravidez justificada pela pobreza. Exigências físicas no trabalho durante a gestação também contribuem para um pobre crescimento fetal (WHO, 2004; UNICEF, 2006a).

Embora exista alguma concordância entre as categorias de peso ao nascer e idade gestacional, elas não são permutáveis. Aproximadamente dois terços de crianças com baixo peso ao nascer são pré-termo. Crianças a termo podem apresentar baixo peso porque são “pequenas para a idade gestacional” (Tuker, 2004).

Crianças pré-termo podem, também, ser pequenas para a idade gestacional. Elas podem ter problemas neonatais adicionais aos relatados para a idade gestacional reduzida, particularmente se elas são pequenas devido à restrição de crescimento intra-uterino. Problemas perinatais relacionados ao crescimento intra-uterino incluem morte perinatal, sofrimento fetal, síndrome de aspiração do mecônio, hipoglicemia, policitemia ou hiperviscosidade e hipotermia (Tuker, 2004).

Para muitas mulheres em países em desenvolvimento, os fatores econômicos, sociais e culturais tornam difícil a obtenção do alimento e dos cuidados de saúde necessários, tornando mais freqüente a ocorrência do baixo peso ao nascer nos meios mais pobres e nas minorias étnicas (UNICEF, 2006b, WHO, 2004). Nesses países, o baixo peso ao nascer é provavelmente causado por restrição de crescimento intra-uterino. A má nutrição materna e infecções crônicas na gravidez são os principais fatores que causam a restrição de crescimento intra-uterino. Embora as técnicas avançadas no cuidado de crianças pré-termo tenham melhorado os desfechos em países desenvolvidos com bons recursos nos serviços de cuidados, elas não têm influenciado a morbidade e mortalidade neonatal nos

---

países com deficiência nos cuidados básicos do atendimento obstétrico. Assim, nos países em desenvolvimento, as prioridades seriam reduzir as infecções associadas ao parto, a identificação e condução da gravidez da mulher sob risco e fornecer, basicamente, o ressuscitamento neonatal (Tucker, 2004).

O objetivo da redução da incidência de baixo peso ao nascer para no mínimo um terço, entre 2000 e 2010, é um dos principais objetivos da “A World Fit for Children”, a Declaração e Plano de Ação adotada na Sessão Especial sobre Crianças, na Assembléia Geral das Nações Unidas, em 2002. A redução da incidência de baixo peso ao nascer contribuiria para que fosse atingido o Objetivo de Desenvolvimento do Milênio (ODM), que é a redução da mortalidade infantil. Ações no sentido da realização dos ODMs necessitam garantir um início saudável de vida da criança, garantindo à mulher uma gravidez cuidada e sadia e um parto seguro.

Valores de proporções de baixo peso ao nascer, abaixo de 10%, são aceitáveis internacionalmente, sendo que esse número está em torno de 6% nos países desenvolvidos (Mendonça, 2005).

No mundo, todos os anos, nascem mais de 20 milhões de crianças com baixo peso, o que, nos países em desenvolvimento, equivale a 17% de todos os nascimentos, sendo mais que o dobro do índice dos países industrializados (7%). As maiores concentrações de bebês com baixo peso ao nascer ocorre em duas regiões: Ásia e África. A Índia, sozinha, é responsável por 40% da fatia dos países em desenvolvimento e mais da metade dos países da Ásia. Há mais de 1 milhão de nascidos de baixo peso na China e próximo a 8 milhões na Índia. A América Latina, o Caribe e a Oceania têm o menor número, com 1,2 milhão e 27 mil, respectivamente (WHO, 2004). Como nos países em desenvolvimento nem todos os bebês são pesados logo que nascem, fica difícil obter um controle confiável deste indicador (UNICEF, 2006b).

A proporção de baixo peso ao nascer varia de 4% a 6% nos países do Ocidente como Suécia, França, Estados Unidos e Canadá (UNICEF, 2006b). Na América Latina, a taxa global varia de acordo com a região geográfica. A

Organização Pan Americana de Saúde estima que a proporção global seja 8,27% na América do Sul e México e varie de 6% no Peru a 10% na Bolívia e Venezuela. Na América Central, a proporção global é de 11,2%, variando de 6% em Belize e El Salvador para 15% na Nicarágua (Castillo-Salgado, 2000).

Mesmo em países desenvolvidos, há muitas incertezas e imperfeições nos registros de estimativas da gestação. Na maioria dos dados da Inglaterra, o peso ao nascer é coletado rotineiramente, mas não a idade gestacional (Tucker, 2004).

A proporção de baixo peso ao nascer, no Brasil, não apresenta grandes variações entre 1994 e 2002. Entre 1996 e 2000, o número de crianças que nasceram com baixo peso apresentou uma redução de 1,8%. De 2000 a 2004 houve um aumento nessas proporções, sendo estas, respectivamente, 7,6%, 7,9%, 8,1%, 8,2% e 8,2%, sendo que as regiões Sul e Sudeste apresentaram os maiores valores. A região Sudeste foi a que apresentou a maior proporção nesse período, sendo de 8,5% a proporção para 2000. Os valores para a região Sul foram 8,1%, 8,4%, 8,6%, 8,9% e 8,6% para os cinco anos. No Rio Grande do Sul, os valores foram 8,7; 9,0; 9,3; 9,5 e 9,3, respectivamente, ficando acima do valor médio no Brasil, que é 8% (Mendonça, 2005; MS/SVS, 2004a; MS/SVS; 2004c)

Houve um aumento no número de nascidos vivos por parto cesáreo na maioria das Unidades da Federação. Esse aumento pode ser uma das causas para o aumento da proporção de recém-nascidos com baixo peso. No Brasil, em 2004, 41,8% dos nascimentos foram por parto cesáreo. No Rio Grande do Sul, essa proporção vem aumentando, sendo 41,0%, 43,2% e 47,1%, respectivamente, para os anos de 2000, 2002, 2004. Observou-se que, quanto maior a escolaridade das mulheres maior a proporção de cesáreas realizadas. Em 2004, as mães com 12 anos ou mais de escolaridade tiveram uma proporção de cesáreas 2,6 vezes a de mães com 1 a 3 anos de escolaridade (MS/SVC; 2004c).

### 3.2.2 Estudos brasileiros sobre peso ao nascer

Neste item, estão resumidos alguns estudos brasileiros de relevância, que abordaram o peso ao nascer como variável de interesse.

Benicio et al. (1985) realizaram uma análise multivariável de fatores de risco para o baixo peso ao nascer no município de São Paulo. Foram analisados dados dos recém-nascidos em 31 maternidades no ano de 1978. Os autores encontraram que a ausência de assistência pré-natal, o peso pré-gestacional < 50Kg, o tabagismo na gestação e a idade materna (< 20 anos) são fatores de risco significativos para o baixo peso ao nascer.

Almeida et al. (1992) realizaram um estudo sobre o peso ao nascer, classe social e mortalidade infantil em Ribeirão Preto, São Paulo, utilizando dados de gestantes de oito maternidades, nos anos de 1978 e 1979. O estudo observou que conforme aumenta o peso ao nascer, diminuem todos os coeficientes de mortalidade dos recém nascidos, em todas as classes sociais.

Um trabalho realizado por Victora et al. (1994) avaliou a situação de saúde da criança no estado do Rio Grande do Sul, Brasil, no período de 1980 a 1992. O baixo peso ao nascer foi de 8,3% em 1980, atingindo 9,6% em 1991 e caindo bruscamente para 8,2% em 1992. A estabilidade desta proporção sugere que as condições em relação ao estado nutricional e às infecções, bem como o pré-natal das gestantes, não progrediram naquela década. A análise geográfica do baixo peso mostrou uma distribuição desigual dentro do estado do Rio Grande do Sul, sendo mais precárias as condições de saúde nas regiões Sul, Oeste e região Metropolitana. O norte do estado, por outro lado, mostrou as melhores condições. Essas desigualdades regionais reproduzem os resultados de estudos realizados há mais de uma década, os quais mostraram forte associação entre a estrutura fundiária e a saúde das crianças.

Horta et al. (1996) realizaram análise de duas coortes de base populacional em Pelotas dos anos de 1982 e 1993. Considerando as variáveis renda familiar e idade gestacional, os autores encontraram que a proporção de baixo peso ao nascer aumentou de 9,0% para 9,8% ( $p=0,2$ ), a

de nascimentos pré-termo aumentou de 5,6% para 7,5% ( $p < 0,01$ ) e a de restrição de crescimento intra-uterino passou de 15,0% para 17,5% ( $p < 0,05$ ) de 1982 para 1993. A renda familiar esteve inversamente associada com o baixo peso ao nascer e com a restrição de crescimento intra-uterino, mas não com os nascimentos pré-termo.

Também sobre as coortes de 1982 e 1993 de Pelotas, Barros et al. (1996) realizaram um estudo sobre os principais achados relacionados à saúde materno-infantil na cidade. Os autores concluíram que o aumento no baixo peso ao nascer foi devido à maior proporção de recém-nascidos pré-termo com peso adequado para a idade gestacional e ao aumento da proporção dos recém-nascidos com restrição de crescimento intra-uterino. Possíveis causas para o aumento da prematuridade poderiam ser as interrupções da gestação por cesárea ou indução do parto antes do seu término, devido a melhores condições de cuidados na gestação, ou infecções maternas que desencadeassem o trabalho de parto pré-termo.

Rodrigues et al. (1997) realizaram uma análise descritiva das informações do SINASC/Belo Horizonte dos anos de 1992, 1993 e 1994. As proporções de baixo peso ao nascer encontradas foram, respectivamente, 9,9%, 10,7% e 10,6%. Constatou-se uma alta proporção de parto cesáreo, com variação de 40,5% a 42,7%. Em relação ao grau de instrução materna, 58,2% a 59,2% das mulheres assistidas não possuíam 1º grau completo, sendo a escolaridade um indicador de condição social.

Halpern et al. (1998) realizaram um estudo sobre a atenção pré-natal de nascidos nos hospitais na cidade de Pelotas no ano de 1993. A proporção de baixo peso ao nascer no grupo de mães que não fez pré-natal foi 2,5 vezes a do grupo que realizou cinco ou mais consultas pré-natais.

Costa e Gotlieb (1998) analisaram as Declarações de Nascido Vivo dos nascidos vivos hospitalares e não gemelares, nascidos no período de 6 meses no ano de 1992 em alguns municípios do estado de São Paulo. A proporção de baixo peso encontrada foi 7,5%, associado ao sexo feminino, prematuridade, mãe adolescente, mãe idosa e paridade.

---

Utilizando os dados do SINASC de 1994, D'Orsi e Carvalho (1998) analisaram o perfil dos nascidos vivos, por bairros, no município do Rio de Janeiro. Foram empregados mapas de padrão e o teste estatístico I de Moran para a detecção de *cluster* espacial. A proporção de baixo peso ao nascer para o município foi de 10,1% (5,0% a 16,1%), apresentando um padrão espacial aleatório, demonstrando que, nessa escala de análise, este indicador não discrimina grupos de risco, apesar do seu inquestionável valor preditivo para morbi-mortalidade infantil em nível individual.

Em estudo sobre a gravidez na adolescência como fator de risco para baixo peso ao nascer no município do Rio de Janeiro (SINASC), 1996 a 1998, Gama et al. (2001) analisaram os registros de nascimentos, encontrando maior proporção de baixo peso ao nascer entre as mães adolescentes (15 a 19 anos) quando comparado ao grupo de mães com idade entre 20 e 24 anos. Entre as gestantes sem acompanhamento pré-natal, não foi observada diferença no peso ao nascer nos dois grupos. A análise de regressão logística mostrou que existe um efeito da idade materna na explicação do baixo peso ao nascer, mesmo quando controlado por outras variáveis (OR=1,27; IC95%: 1,05–1,54), sendo que a ocorrência de baixo peso ao nascer é fortemente determinada pela prematuridade (OR=26,90; IC95%: 21,92–33,02), seguida do pequeno número de consultas pré-natais ( $\leq 6$  consultas).

Gama et al. (2002), dando continuidade ao trabalho anterior com dados do SINASC (Gama et al., 2001) do município do Rio de Janeiro, no período de 1999 a 2000, concluíram que, com as gestantes em que a cobertura pré-natal foi insuficiente ou nula (0 a 3 consultas), os riscos de parto prematuro e de baixo peso ao nascer foram significativamente maiores para as mães adolescentes. A proporção de baixo peso ao nascer foi 31,1% para os nascidos vivos de mães adolescentes e com 0 a 3 consultas pré-natais. Os autores encontraram uma relação inversa entre o número de consultas pré-natais e a proporção de prematuros e de baixo peso ao nascer, concluindo que a assistência pré-natal apresentou-se como uma

---

política compensatória e eficiente para a prevenção da prematuridade e do baixo peso ao nascer, sobretudo entre as grávidas adolescentes.

Carniel et al. (2003), em estudo descritivo transversal que analisou as Declarações de Nascido Vivo de um Centro de Saúde da cidade de Campinas em 1999, encontraram 6,5% de prematuros, 50,3% de partos cesáreos e 9% de recém-nascidos com baixo peso. Evidenciaram-se riscos para as adolescentes sem companheiro, sem renda e sem informação sobre a ocupação. Mulheres sem renda e com baixa escolaridade foram protegidas dos partos cesáreos. Foi encontrada associação significativa somente entre o peso ao nascer e a idade gestacional.

Nascimento (2003) estimou alguns fatores de risco para baixo peso ao nascer em Guaratinguetá, no estado de São Paulo, entrevistando mães no setor de vacinação do SUS em 1998. As variáveis idade materna inferior a 20 anos, outros filhos com baixo peso, ganho de peso igual ou menor que 10Kg, hipertensão arterial e tabagismo apresentaram significância estatística no modelo de regressão logística múltiplo. O autor enfatizou que o controle do peso, da hipertensão arterial e do tabagismo pode ocorrer durante o pré-natal, ao contrário dos outros dois fatores, o que poderia reduzir em quase 50% a proporção de baixo peso ao nascer. O trabalho não encontrou associação entre o peso ao nascer e as variáveis socioeconômicas grau de instrução materna e situação de emprego.

Um estudo foi realizado por Silva et al. (2003) sobre a mortalidade infantil e baixo peso ao nascer nas cidades brasileiras de Ribeirão Preto, São Paulo (região Sudeste) e São Luís (região Nordeste). Ribeirão Preto é uma das cidades mais desenvolvidas do Brasil, com uma das mais altas rendas *per capita*. São Luiz é a capital do estado do Maranhão e está localizada dentro de uma das regiões mais pobres do País, com precárias condições de saneamento básico. Na coorte de Ribeirão Preto (1994), 10,7% dos recém-nascidos apresentaram baixo peso, sendo que na coorte de São Luís (1996), a proporção de baixo peso ao nascer foi de 7,6%. Esses resultados constituem um paradoxo epidemiológico, pois a maior proporção de baixo peso ocorreu em uma das cidades mais desenvolvidas do País, e a

---

menor, em uma das cidades mais pobres. As proporções de prematuridade foram semelhantes, quando se esperava proporção mais elevada em Ribeirão Preto, por sua relação direta com o baixo peso. Observou-se que São Luís apresentou menor baixo peso ao nascer e maior mortalidade infantil, ocorrendo o inverso em Ribeirão Preto. Os autores concluíram que a maior proporção de tabagismo materno e melhor acesso e qualidade de assistência perinatal, promovendo intervenções médicas mais precoces (cesárea e prematuridade induzida) resultam em maior número de nascidos com baixo peso do que natimortos em Ribeirão Preto. Esses fatos poderiam explicar esse paradoxo epidemiológico. É importante referir que Ribeirão Preto, sendo um centro de referência em saúde, trata melhor as patologias na gestação.

Silva et al. (2005), em outro estudo sobre as coortes de São Luís e de Ribeirão Preto, não encontraram diferença significativa entre as proporções de pequeno para a idade gestacional (PIG) e pré-termo entre as duas coortes. Parte do paradoxo do baixo peso ao nascer, observado para as duas cidades, foi devido à maior proporção de pequenos para a idade gestacional em nascidos pré-termo em Ribeirão Preto. Fatores tais como maior intervenção médica em recém-nascidos pré-termo próximos do fim da gravidez, em municípios mais desenvolvidos, determinam a idade gestacional; e o sub-registro de nascidos vivos como parto de criança morta, em municípios menos desenvolvidos, pode explicar por que as proporções de baixo peso ao nascer no Brasil são maiores em municípios ricos do que em pobres.

Lima e Sampaio (2004), com o objetivo de estudar a influência de fatores obstétricos, socioeconômicos e nutricionais sobre o peso de recém-nascidos, analisaram dados de gestantes na maternidade de Teresina, Piauí, no ano de 2003, incluindo mulheres com idade entre 20 e 34 anos, idade gestacional  $\geq 37$  semanas (a termo), não fumantes, sem doenças, com feto único, vivo e sem malformação congênita. Os autores encontraram uma população jovem, de baixo poder aquisitivo, escolaridade de oito ou mais anos. No tocante aos recém-nascidos, 73,6% nasceram com peso entre

---

3000 e 3999g, e somente 1,5% com baixo peso, dado que as gestações foram a termo. Houve associação significativa do peso ao nascer com a altura materna e com o total de ganho de peso durante a gestação. Os autores concluíram que o ganho adequado de peso durante a gestação e o atendimento pré-natal devem ter papel relevante na promoção de evolução positiva da gestação, prevenindo um prognóstico neonatal negativo.

Em uma revisão sistemática de estudos publicados nas bases de dados Medline, Cochrane Library e Scielo, entre 1990 e 2002, em que o pré-natal foi investigado como uma das variáveis preditoras do peso ao nascer, foram encontrados 25 estudos: 17 transversais, 4 coortes, 3 caso-controle e 1 ensaio randomizado. Em geral, os estudos transversais encontraram um efeito protetor do pré-natal sobre o baixo peso ao nascer, enquanto os estudos com outros delineamentos foram conflitantes. Ainda existem controvérsias. Os achados desta revisão sistemática evidenciam que o impacto do pré-natal sobre o peso ao nascer não é inequívoco, principalmente devido ao efeito do viés de auto-seleção. Ensaio randomizados são necessários para definir com menor incerteza o impacto do pré-natal sobre o peso ao nascer e outros desfechos da gravidez (Silveira e Santos, 2004).

Gama et al. (2004) estudaram os fatores associados à assistência pré-natal precária em uma amostra de puérperas adolescentes no pós-parto imediato em maternidades do município do Rio de Janeiro no período de 1999 a 2000. Com o estudo, os autores concluíram que as mães com piores condições de vida e comportamento de risco na gravidez foram as que mais ficaram à margem da assistência pré-natal.

Moraes et al. (2004) avaliaram a assistência às gestantes moradoras no município de São José do Rio Preto, em São Paulo. Analisaram dados primários e do SINASC no período de 1997 e 2001. Os autores observaram que em um grupo de hospitais com pequena percentagem de leitos financiados pelo SUS, as proporções de cesarianas foram elevadas, sendo 94,6% em 1997 e 96,7% em 2001. Em hospitais com maioria dos leitos financiados pelo SUS, as proporções de cesarianas diminuíram de 76,6%

---

em 1997 para 48,9% em 2001. A proporção de baixo peso ao nascer em 1997 foi 9,0% e em 2001 foi 9,4%, apresentando pouca variação, refletindo a existência de políticas de saúde inadequadas que não garantem a incorporação da integralidade e da equidade na oferta de serviços de atenção à saúde da mulher.

Em um trabalho de revisão sobre fatores de risco para baixo peso ao nascer, Bernabé et al. (2004) encontraram que o baixo peso ao nascer é um dos principais preditores da mortalidade infantil. A proporção mundial de baixo peso ao nascer está em torno de 17%, embora estimativas variem de 19% em países em desenvolvimento (onde existe um importante problema de saúde pública) a 5% a 7% em países desenvolvidos. A proporção na Espanha, na década de 80 foi de 5,7%. O baixo peso ao nascer geralmente está associado a situações nas quais a má nutrição intra-uterina é produzida devido a alterações na circulação da placenta. Existem muitos fatores conhecidos, os quais os mais importantes são os riscos socioeconômicos, os riscos médicos antes ou durante a gestação e o estilo de vida materno. Contudo, embora existam intervenções para prevenir muitos destes fatores antes e durante a gravidez, a incidência de baixo peso ao nascer não tem diminuído.

O estudo de Minamisava et al. (2004) trata de fatores de risco associados aos recém-nascidos de baixo peso na região central do Brasil, mais especificamente no estado de Goiás, utilizando dados do SINASC do ano de 2000. A proporção encontrada para o baixo peso ao nascer foi de 5,96%, e os fatores associados foram: prematuridade, baixa e avançada idade materna, mulheres não-casadas, menos de sete consultas de pré-natal, parto não-hospitalar e neonatos do sexo feminino.

Giglio et al. (2005) realizaram análise de regressão logística do baixo peso ao nascer em coorte de recém-nascidos em Goiânia no ano de 2000. Os dados foram obtidos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e do SINASC. Os autores encontraram que a proporção de baixo peso ao nascer foi 6,9%, sendo identificados os seguintes fatores de risco para o baixo peso ao nascer: prematuridade, malformação congênita, idade

---

extrema da mãe, residência da mãe, baixo número de consultas pré-natais, parto em hospital público e sexo feminino.

Gurgel et al. (2005), em estudo da distribuição espacial do baixo peso ao nascer no estado de Sergipe no período de 1995 a 1998, utilizaram os dados do SINASC em análises de agrupamento e de correlação e regressão múltipla. Observaram que a evolução do baixo peso, em Sergipe, foi decrescente, 7,84% em 1995 e 7,04% em 1998, tendo como causas as relacionadas ao ambiente. Não houve diferenças significativas nas proporções de baixo peso ao nascer entre os 7 Distritos Regionais de Saúde. Com o trabalho, os autores concluíram que a proporção de baixo peso ao nascer é útil como indicador do risco individual, porém, como indicador coletivo de saúde, não parece ser capaz de expressar diferenças entre regiões que não apresentam variabilidade acentuada entre si.

Vidal et al. (2005) avaliaram a série histórica dos nascidos vivos no Instituto Materno Infantil de Pernambuco de 1991 a 2000. Os dados foram obtidos do SINASC. A proporção de baixo peso ao nascer aumentou gradativamente ao longo dos anos, principalmente a partir de 1997, quando o valor encontrado foi de 18,3%, atingindo um patamar de 22,8% em 2000, bastante elevado em relação a outros estudos.

Barros et al. (2005) estudaram três coortes de nascimentos da cidade de Pelotas dos anos de 1982, 1993 e 2004. Encontraram que a proporção de nascimentos pré-termo aumentou de 6,3% em 1982 para 16,2%, em 2004, correspondendo a uma redução de 47g na média de peso ao nascer e conseqüentemente, a um aumento das proporções de baixo peso de 9,0% em 1982 para 10,4%, em 2004. Houve um grande aumento nas proporções de cesariana de 27,6% em 1982 para 43,2% em 2004. Os autores sugerem que o aumento do número de pré-termos seja resultado de intervenções obstétricas (cesarianas e indução de parto), com e sem indicação.

Carvalho e Gomes (2005) realizaram uma revisão da literatura nas bases de dados Medline, Lilacs e Scielo de 1990 a 2004, para o SIM e SINASC, sobre mortalidade e muito baixo peso ao nascer em crianças no Brasil. Encontraram que a proporção de muito baixo peso ao nascer é maior

---

nas regiões metropolitanas, a qual pode ser explicada pelos fatores relacionados à qualidade das informações. No trabalho, a ocorrência do paradoxo epidemiológico apontado por Silva et al. (2005) demonstrou uma maior proporção de baixo peso ao nascer na cidade de Ribeirão Preto (SP) em relação a São Luís (MA). Para esses autores, as diferenças no acesso ao pré-natal é um dos fatores que potencialmente explica o aparente paradoxo.

Freitas et al. (2005), em estudo sobre a desigualdade social nas proporções de cesarianas em primíparas no Rio Grande do Sul, avaliaram os registros de nascimentos do SINASC dos anos de 1996, 1998 e 2000. Obtiveram uma proporção de cesarianas de 45%, variando nas macro-regiões do estado, de 37% no Sul em 1996 a 59% na Serra em 2000. As proporções de cesáreas aumentaram entre mulheres brancas com maior escolaridade com mais de 30 anos, que fizeram mais de 6 consultas pré-natais, sendo maiores na região da Serra. Os resultados mostraram que a chance de cesariana é maior quando o parto é pós-termo ( $\geq 42$  semanas).

### **3.2.3 Outros estudos sobre peso ao nascer**

Torres-Arreola et al. (2005) realizaram um estudo de caso-controle, com dados de três hospitais de diferentes áreas geográficas da zona urbana na cidade do México na primeira metade de 1996, com o objetivo de descrever os fatores socioeconômicos relacionados ao baixo peso ao nascer, ajustado por variáveis demográficas, reprodutivas e de serviços de saúde. Os autores encontraram que o baixo nível socioeconômico era o fator de risco mais importante para o baixo peso ao nascer (OR=2,68; IC95%: 1,19-6,03) e era independente dos outros fatores, incluindo aqueles relacionados à reprodução e nutrição, ao fumo, à morbidade durante a gravidez, ao acesso a serviços de saúde e aos cuidados pré-natais.

O objetivo do estudo de Roberts (1997) foi examinar os precursores socioeconômicos de disparidades na saúde materna, pela medida de associação de nove indicadores de fenômenos sociais ao nível da vizinhança com o baixo peso ao nascer de crianças. Os registros vitais e os

dados do censo da área metropolitana de Chicago foram vinculados para o ano de 1990. O modelo de regressão logística foi usado para prever os fatores de risco para o baixo peso ao nascer, pelo método automático de eliminação *backward*. As informações foram relativas às 77 áreas comunitárias. A privação econômica da comunidade e o custo das moradias estavam associados positivamente com o baixo peso ao nascer, enquanto o *status* socioeconômico da comunidade, moradias super-habitadas, alta percentagem de jovens e residentes afro-americanas estavam negativamente associadas com o baixo peso. As proporções de baixo peso ao nascer variaram de 4,6% a 9,1%. Os autores concluíram que a desigualdade na saúde materna deveria ser explorada no contexto da segregação histórica, estratificação social, dinâmica da assistência social e recursos entre comunidades. Várias características da comunidade associadas à pobreza foram negativamente associadas ao baixo peso ao nascer. O autor concluiu que o foco tradicional nos fatores de risco individuais para o baixo peso ao nascer limita a compreensão deste processo.

Pearl et al. (2001) vincularam os registros de nascimento aos dados dos setores censitários para mulheres que tiveram o parto de gestação simples, em 18 hospitais públicos e privados da Califórnia, no período de 1994 a 1995. Para a análise do peso ao nascer (contínuo e discreto), os autores examinaram variáveis ao nível da vizinhança como: nível de pobreza, desemprego e educação. No nível individual, a educação materna e renda familiar foram ajustadas para o tamanho da família e a cobertura de seguro de saúde (*Medi-Cal*) durante a gravidez. Utilizando o modelo de regressão linear, após o ajuste de características no nível individual e de outros fatores de risco para a mãe, as características socioeconômicas menos favoráveis da vizinhança estavam associadas com o menor peso ao nascer entre mães negras e asiáticas. Não foi encontrada nenhuma relação consistente entre as características socioeconômicas da vizinhança e o peso ao nascer para mulheres brancas, latinas nascidas nos Estados Unidos ou latinas nascidas no exterior. O peso ao nascer aumentou com as

---

características socioeconômicas menos favoráveis da região de vizinhança entre as latinas nascidas no exterior com grande grau de pobreza, ou em, áreas de grande desemprego. Esses achados não são explicados pela medida de comportamento ou fatores culturais. Em adição às características socioeconômicas individuais, morar em áreas que são menos vantajosas socioeconomicamente pode influenciar diferentemente o peso ao nascer, dependendo da etnia e naturalidade da mulher. Esse foi o primeiro estudo a registrar, especificamente, a natureza da relação entre as características socioeconômicas, medidas no nível individual e ao nível da região de moradia da mãe e o peso ao nascer, entre asiáticas e latinas.

Em revisão da literatura, Rajaratn et al. (2006) identificaram 31 artigos relevantes publicados entre janeiro de 1999 e março de 2004. Os artigos foram lidos com especial atenção nas medidas das características das vizinhanças (contexto). Dos artigos selecionados, 5 tinham o peso ao nascer como medida de desfecho: Buka et al. (2003), English et al. (2003), Morenoff (2003), Pearl et al. (2001) e Rauh et al. (2001), sendo que todos incluíram, como variável de contexto, uma medida de renda ou de riqueza da localidade, entre outras variáveis. Cada desfecho em saúde foi afetado, teoricamente, pelo contexto da vizinhança de diferentes maneiras. Dessa forma, pesquisadores em saúde interessados no contexto da vizinhança devem adaptar as teorias existentes e trabalhar em direção ao desenvolvimento de novas teorias para explicar com maior abrangência o desfecho de interesse. Uma barreira encontrada é que a seleção dos indicadores de contexto para os estudos depende mais da acessibilidade dos dados de pesquisas populacionais e censos do que da teoria.

Ellen et al. (2001) exploraram as possíveis causas por meio das quais a área de moradia pode afetar a saúde. Os autores consideram que um município é uma área geográfica muito grande para ser usado como grupo num nível de contexto e conseqüentemente para medir a significância do efeito da vizinhança. Freqüentemente interpretado como efeito da comunidade, municípios são maiores do que deveríamos considerar como sendo uma comunidade ou vizinhança. Contudo, certas características de

um município podem ser muito relevantes para a condição de saúde, como políticas para auxílio de programas sociais, disponibilidade de recursos em saúde, etc. Na busca de referências na literatura sobre indicadores de contexto que possam ser usados para explicar o peso ao nascer, foi encontrado que a exposição ao crime e à violência tem aumentado o *stress*, como também a exposição a outras condições sociais, tais como barulho (Evans, 1997 Apud Ellen, 2001). O *stress* pode exacerbar a hipertensão e outras enfermidades a ele relacionadas e pode levar pessoas a fumar e a apresentar outro comportamento não-saudável como estratégia de reduzi-lo. O efeito cumulativo do *stress* pode também enfraquecer o sistema imunológico e aumentar a vulnerabilidade à doença e à incapacidade (Geronimus, 1992 Apud Ellen, 2001).

O nível de violência parece ter um efeito poderoso no desfecho do peso ao nascer. Zapata et al. (1992) estudaram mulheres em Santiago, no Chile, distribuídas em áreas da cidade que foram mapeadas por ocorrência de violência sociopolítica durante 1985 a 1986, tais como: ameaças de bombas, presença militar, fiscalização secreta e manifestações políticas. Seis centros de saúde com serviços de cuidado pré-natal foram selecionados aleatoriamente: 3 áreas de “alta violência” e 3 de “baixa violência”. As mulheres grávidas saudáveis foram entrevistadas duas vezes sobre suas condições de vida. As informações sobre complicações e trabalho de parto foram obtidas dos registros clínicos. O estudo encontrou que mulheres saudáveis morando em áreas de maior violência têm maior chance de apresentar complicações na gravidez, tais como: hipertensão gestacional, sangramento, crescimento intra-uterino restrito, contrações pré-termo e aborto tardio, comparadas com mulheres que moram em comunidades menos violentas (OR=5,0; IC95%:1,9-12,6). Residir em áreas de grande violência foi o maior fator de risco observado. O resultado persistiu após controle para outros possíveis confundidores. Os autores concluíram que morar em áreas de alto risco social e violência política aumenta a chance de complicações na gravidez de mulheres saudáveis.

---

A seguir, serão abordados alguns aspectos de interesse da modelagem multinível, que serão utilizados para o desenvolvimento do presente estudo.

### **3.3 Modelos multiníveis**

O desenvolvimento destes modelos tem viabilizado a análise de estudos que integrem indivíduos dentro de seus grupos ou contextos sociais, examinando os efeitos combinados tanto das variáveis individuais como das variáveis de grupos. Esta nova abordagem não tem o objetivo de substituir, mas sim de complementar e enriquecer o enfoque hoje dominante, indo além das explicações individuais e biológicas. Nos modelos multiníveis, as variáveis se estruturam na população de forma hierárquica, e os dados amostrais são tratados como exemplos de múltiplos estágios dentro da estrutura hierarquizada (Mendonça, 2001).

O modelo multinível (Goldstein, 1995), também chamado de modelo hierárquico (Bryk & Raudenbush, 1992), leva em consideração a estrutura de agrupamento dos dados. Concretamente isso se reflete na especificação do modelo multinível, por exemplo: para o modelo de regressão clássico, o intercepto e o coeficiente de inclinação são parâmetros fixos enquanto que, para o modelo multinível, são considerados parâmetros aleatórios, dependentes da influência do nível hierárquico mais alto (Soares, 2003).

Levar em conta a hierarquia na estimação dos parâmetros é importante, porque não fazê-lo pode implicar na superestimação dos coeficientes do modelo, misturando os efeitos dos níveis e estimando variâncias incorretas (Barros, 2002).

A análise contextual ou multinível é uma importante ferramenta que permite simultaneamente combinar a análise das características dos indivíduos com as dos grupos sociais a que pertencem. As variáveis contextuais podem ter efeitos independentes das características individuais ou modificar a maneira como estas características individuais incidem sobre a situação de saúde (Diez-Roux, 1998). As análises multiníveis deveriam ter um importante papel na formulação de políticas de saúde (O'Campo, 1997).

---

Os modelos de regressão tradicionais partem do princípio de que as pessoas estudadas são independentes entre si em relação ao desfecho, sendo todas as variáveis tratadas como sendo do mesmo nível hierárquico. Ignorar o papel delas no nível macro pode levar a uma compreensão incompleta dos determinantes das doenças nos indivíduos e nas populações. As variáveis de grupo ou macro podem afetar os indivíduos diretamente ou forçar as escolhas feitas por cada um. Muitas variáveis medidas individualmente são fortemente condicionadas por processos sociais, operando nos níveis de grupos sociais ou sociedades. Quando os dados são estruturados em hierarquias, unidades no mesmo grupo, raramente são independentes, porque compartilham de um mesmo ambiente e apresentam características semelhantes (Mendonça, 2001).

### **3.2.1 Modelos multiníveis para desfecho contínuo**

A análise de modelos que contêm variáveis mensuradas em diferentes níveis de hierarquia é conhecida como modelos multiníveis. Em modelos multiníveis existe o conceito de que deveriam ser ajustados modelos lineares para cada contexto. Normalmente, cada grupo tem as mesmas variáveis aleatórias e o mesmo desfecho, mas com diferentes coeficientes de regressão. Os modelos são ligados por um modelo de segundo nível, no qual os coeficientes de regressão dos modelos do primeiro nível são regredidos nas variáveis explanatórias do segundo nível (Kreft, 1998).

O caráter do modelo de ligação do segundo nível determina a natureza do modelo para os dados completos. Existem duas possibilidades para o modelo de ligação: não existir nenhuma ligação ou simplesmente especificar um modelo de regressão para cada contexto. Embora esse seja um caminho natural de tratamento hierarquicamente estruturado ou de dados agrupados, não acrescenta nada de novo sob o ponto de vista estatístico. O mesmo se assegura quando os coeficientes de regressão do primeiro nível são tratados como variáveis respostas no nível do grupo em

---

uma segunda etapa, como é feito na análise de “inclinação-como-desfecho” (Burstein et al., 1978). Estatisticamente, em tais análises, as regressões dentro dos grupos e entre os grupos não são conectadas umas com as outras. São análises separadas. Tanto no modelo sem-ligação quanto no modelo com-ligação, os coeficientes de regressão são fixos. O modelo para os dados completos poderia ser um modelo de coeficientes aleatórios, onde cada grupo é analisado separadamente e tem seu próprio conjunto de coeficientes de regressão (Kreft, 1998).

A idéia de análises de regressões separadas dentro de cada grupo, seguida por coeficientes de regressão do primeiro nível regredidos em variáveis explanatórias do segundo nível, não é suficiente para especificar um modelo multinível. É essencial perceber que modelos multiníveis envolvem uma integração estatística dos diferentes modelos especificados nos níveis de interesse. A mais simples integração toma lugar no modelo de coeficientes aleatórios, onde os coeficientes de regressão do primeiro nível são tratados como variáveis aleatórias no segundo nível. Isso significa que um coeficiente de regressão é visto como originado de uma distribuição de probabilidade. Os parâmetros mais importantes dessa distribuição, a média e a variância estão entre o conjunto de parâmetros, a serem estimados no modelo multinível. A adição de variáveis explanatórias no segundo nível, no modelo de coeficientes aleatórios pode torná-lo mais útil. Tais modelos são normalmente chamados modelos multiníveis (Kreft, 1998).

Uma estrutura hierárquica de dois níveis consiste de unidades do nível 1 agrupadas em unidades do nível 2.

A existência de tais dados em estruturas hierárquicas não é acidental nem ignorável. Uma vez que os grupos estão estabelecidos, embora seu estabelecimento seja efetivamente aleatório, tenderão a se tornar diferenciados, e essa diferenciação significa que o grupo e seus membros se influenciam. Ignorar essa relação é risco de omissão da importância dos efeitos dos grupos e pode invalidar muitas técnicas de análise estatística tradicional (Goldstein, 2003).

---

Um modelo linear hierárquico com dois níveis para identificar preditores para um desfecho em escala de mensuração contínua, levando em conta a variação entre as unidades do nível 1, bem como a variação entre as unidades do nível 2, pode ser:

Um modelo de componentes de variância (intercepto aleatório), onde  $y_{ij}$  é uma variável (resposta) contínua,  $X_1, X_2, \dots, X_p$  são as variáveis aleatórias ao nível individual (nível 1), e  $Z_1, Z_2, \dots, Z_q$  são as variáveis ao nível contextual (nível 2) (Snijders, 1999):

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_{10} x_{1ij} + \dots + \beta_{p0} x_{pij} + \beta_{01} z_{1j} + \dots + \beta_{0q} z_{qj} + u_{0j} + e_{0ij} \quad (1)$$

Os parâmetros fixos  $\beta_{h0}$  e  $\beta_{0h}$ , na equação (1), dos níveis 1 e 2, respectivamente, têm a mesma interpretação dos coeficientes no modelo de regressão múltipla. A parte aleatória do modelo é formada pelos termos de erros  $u_{0j}$  (nível 2) e  $e_{0ij}$  (nível 1), mutuamente independentes, com média zero e variância  $\sigma_{u0}^2$  e  $\sigma_{e0}^2$ , respectivamente (Snijders, 1999):

Um modelo de coeficientes aleatórios, onde o intercepto e a inclinação são aleatórios, é representado na equação (2) considerando a variável resposta  $Y$  e apenas uma variável explanatória  $X$ , medida no nível 1 para facilitar a demonstração:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} x_{ij} + e_{0ij} \quad (2)$$

onde  $\beta_{0j}$  é o intercepto do  $j$ -ésimo grupo do nível 2;  $\beta_{1j}$  é a inclinação associada à variável explanatória  $x_{ij}$  da  $i$ -ésima unidade do nível 1 para o  $j$ -ésimo grupo do nível 2.

Para o nível 2, podem-se definir  $j$  modelos similares, sendo que para cada um deles há diferentes interceptos  $\beta_{0j}$  e inclinações  $\beta_{1j}$ .

Estes coeficientes de regressão são considerados como variáveis respostas, dadas por:  $\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j}$ ;  $\beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j}$ , onde  $\beta_0$  é a média dos

interceptos no nível 2;  $\beta_1$  é a média das inclinações no nível 2;  $u_{0j}$  e  $u_{1j}$  são variáveis aleatórias com média 0, variância  $\sigma_{u0}^2$ ,  $\sigma_{u1}^2$  e covariância  $\sigma_{u01}$ . Onde  $\sigma_{u0}^2$  representa a variabilidade do intercepto, e  $\sigma_{u1}^2$  representa a variabilidade das inclinações entre os grupos (Snijders, 1999).

A equação (2) pode ser escrita na forma:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + (u_{0j} + u_{1j} x_{ij} + e_{0ij}) \quad (3)$$

$$\text{var}(e_{0ij}) = \sigma_{e0}^2 \quad (4)$$

A variável resposta  $y_{ij}$  na equação (3) é expressa como a soma de uma parte fixa e uma parte aleatória dentro dos parênteses (Snijders, 1999).

Quanto à estimação dos coeficientes dos modelos multiníveis, pode-se considerar dois métodos de estimação, máxima verossimilhança (ML) ou máxima verossimilhança restrita (REML), que são muito similares para a estimação dos coeficientes fixos, mas diferem na estimação dos coeficientes aleatórios (parâmetros de variância). O método de máxima verossimilhança restrita leva em conta os graus de liberdade perdidos na estimação dos coeficientes fixos, o método de máxima verossimilhança, não. A literatura sugere que o REML é preferível para a estimação das variâncias (Snijders, 1999).

Os algoritmos utilizados pelos modelos multiníveis são: Mínimos Quadrados Iterativos Generalizados (IGLS) ou Mínimos Quadrados Iterativos Generalizados Restritos ou Reponderados (RIGLS) (Goldstein 2003, Rasbash 2005). Em termos simplistas, o IGLS faz uso do fato de que, se as variâncias dos efeitos aleatórios são conhecidas, os coeficientes fixos podem ser estimados usando o Método de Mínimos Quadrados Generalizado. Assim, o IGLS alterna entre processar os coeficientes fixos (dadas as variâncias) e as variâncias (dados os coeficientes fixos).

Os erros padrão também podem ser obtidos para os coeficientes fixos e aleatórios. Em geral, os erros padrão para os efeitos aleatórios são menos confiáveis (Snijders, 1999).

Para medir a correlação entre duas unidades do nível 1 dentro de um mesmo grupo do nível 2 em um modelo de dois níveis, utiliza-se a correlação intragrupo (intraclasse) ( $\rho$ ) ou *Variance Partition Coefficient* (VPC), que expressa a proporção da variância total devido ao nível 2, calculada pela equação (5)

$$\rho = s_{u0}^2 / (s_{u0}^2 + s_{e0}^2) \quad (5)$$

onde  $\sigma_{u0}^2$  é a variância entre as unidades do nível 2 e  $\sigma_{e0}^2$  é a variância entre as unidades do nível 1 (Goldstein, 2003).

De acordo com a equação (5), a correlação intragrupo é um valor entre 0 e 1. Um grande valor para  $\rho$  informa que os grupos do nível 2 são muito importantes na compreensão das diferenças individuais no desfecho. Por outro lado, uma correlação intragrupo igual a zero sugere que os grupos do nível 2 são similares e os grupamentos não são relevantes no entendimento das diferenças no desfecho. Neste caso, na ausência de uma estrutura multinível, uma análise no nível individual é mais apropriada. Contudo, um valor pequeno de correlação intragrupo não impede a existência de associações significativas entre variáveis em nível de contexto e nível individual (Merlo, 2005). É importante avaliar o comportamento das variâncias na presença destas variáveis contextuais, na estrutura multinível.

Para um modelo de intercepto aleatório ajustado para dados contínuos, o VPC é igual a correlação intragrupo ( $\rho$ ), a qual expressa a correlação. Para os modelos de coeficientes aleatórios, o VPC e a correlação intragrupo não são equivalentes. A avaliação é mais complexa (Rasbash, 2005).

As variâncias dos dois níveis são estimadas separadamente. Parte da variância residual entre as unidades do nível 2 pode ser explicada pelas variáveis preditoras em nível contextual. Do mesmo modo, parte da variância residual entre as unidades do nível 1 pode ser explicada pelas variáveis preditoras em nível individual (Jarvelin, 1997). Portanto, a variância do nível 1 e do nível 2 pode ser modelada em função das covariáveis preditoras,

resultando em um modelo com variância complexa (Ver Anexo F). A modelagem é semelhante ao que se faz com a parte fixa do modelo. Assim, a variância de cada nível pode se alterar em função dos fatores em estudo, usando associações lineares ou quadráticas (Barros, 2002).

No nível 1 ou individual, onde se tem a variância do desfecho no seu nível básico, o que interessa é a função que especifica a variância como um todo. Os parâmetros individuais (variâncias e covariâncias) não têm interpretação. Nos níveis superiores de hierarquia,  $\sigma_{e0}^2$  é a variância ligada aos interceptos das múltiplas retas de regressão, cada uma associada a um grupo do nível 2. O parâmetro  $\sigma_{e1}^2$  pode ser interpretado como a variância ligada às inclinações das retas, e  $\sigma_{e01}$ , como a covariância entre os interceptos e as inclinações (Barros, 2002).

As significâncias estatísticas dos coeficientes da parte fixa e da parte aleatória do modelo multinível são avaliadas pelo teste de Wald.

Em relação à análise dos resíduos do modelo, os resíduos do nível 2 são chamados resíduos reduzidos (*shrunk*) e são obtidos com a regressão multinível e, posteriormente, pela multiplicação dos resíduos brutos pelo “fator de redução” (*shrinkage factor*), dado pela equação (6)

$$FR = \frac{S_{u0}^2}{S_{u0}^2 + S_{e0}^2 / N_n} \quad (6)$$

onde  $N_n$  é o número de unidades do nível 1 no grupo de nível 2, sendo que o “fator de redução” (FR) tem um valor entre 0 e 1 (Merlo 2005, Rasbash 2005).

Os resíduos reduzidos são calculados por ponderação do resíduo bruto com o FR (Merlo, 2005):

$$\text{Resíduo reduzido} = \text{resíduo bruto} \times \text{FR} \quad (7)$$

Esses resíduos reduzidos ordenados podem ser representados em um gráfico, onde as barras em torno de cada resíduo representam o

Intervalo de Confiança de 95%. Os resíduos representam os afastamentos das estimativas médias das microrregiões em relação à média geral predita (Merlo, 2005, Rasbash 2005).

Para a escolha do melhor modelo ajustado aos dados é utilizada a medida de *deviance*. O melhor modelo é identificado pela menor *deviance* pela equação (8):

$$Deviance = -2 \log(L_0) - [-2 \log(L_1)] \quad (8)$$

sendo  $L_0$  = verossimilhança do modelo nulo (sem covariáveis) e  $L_1$  a verossimilhança do modelo completo.

### 3.3.2 Modelos multiníveis para desfecho binário

Um modelo linear multinível generalizado com dois níveis de hierarquia pode ser usado para identificar preditores de um desfecho binário ( $y_{ij}$ ), levando em conta a variação entre os indivíduos (nível 1) e entre os grupos (nível 2):

$$y_{ij} = \exp(a + bX + u_j) / (1 + \exp(a + bX + u_j)) + e_{ij} \quad (9)$$

A variável resposta deste modelo  $y_{ij}$ , com distribuição binomial, tem valor 1 se o  $i$ -ésimo indivíduo apresentar o desfecho ou 0, em caso contrário.

A ligação entre as variáveis predictoras ( $X$ ) e a variável resposta é assegurada pela função de ligação (logit), equação (10), que é uma função linear de  $X$  ou uma transformação de  $\pi$ . Então, modelando

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = \text{logito}(p) = a + bX + u_j, \quad (10)$$

onde  $u_j \approx N(0, \Omega_u)$  é o efeito aleatório no nível 2.

Os coeficientes são: 
$$a = \log\left(\frac{p_0}{1-p_0}\right); \quad (11)$$

$$b = \log\left(\frac{p_1(1-p_0)}{p_0(1-p_1)}\right) \quad (12)$$

onde  $\alpha$  e  $\beta$  são os interceptos e a inclinação para a variável X, no nível 2, com respeito ao desfecho;  $\beta$  é o log da razão de chance (equação (11)), e  $\exp(\beta)$  é a razão de chances (OR).

O termo de erro  $e_{ij}$  (nível 1) tem média 0 e variância  $\sigma_e^2$ . A variância  $\sigma_e^2$  é usualmente conhecida como parâmetro de dispersão ou parâmetro extrabinomial, e sua estimativa é 1 (Ferrão, 2000). Então, uma parte da variabilidade do modelo é binomial (nível 1), e outra parte é normal (nível 2) (Diez-Roux 1998, Goldstein, 2003)

Para modelos multiníveis de resposta discreta, a estimação de máxima verossimilhança é computacionalmente intensiva, então é utilizado o método de estimação de quase-verossimilhança, que utiliza um método de linearização baseado na expansão da série de Taylor, o qual transforma um modelo de resposta discreta em um modelo de resposta contínua. Após a linearização, o modelo é estimado usando os Mínimos Quadrados Iterativos Generalizados (IGLS) ou Mínimos Quadrados Iterativos Generalizados Restritos ou Reponderados (RIGLS) (Goldstein 2003, Rasbash, 2005).

A transformação para um modelo linear requer uma aproximação como: Quase-Verossimilhança Marginal (MQL) e Quase-Verossimilhança Penalizada (PQL). O procedimento MQL de 1ª ordem pode produzir estimativas viesadas, sendo o procedimento PQL de 2ª ordem mais aperfeiçoado, porém menos estável.

A correlação intragrupo (intraclasse) ou *Variance Partition Coefficient* (VPC), expressa a proporção da variância total devido ao nível contextual (nível 2). O VPC, na regressão logística multinível, pode ser estimado por diferentes procedimentos, entre eles o método da variável latente:

$$VPC = s_{u0}^2 / (\pi^2 / 3 + s_{u0}^2) \quad (13)$$

onde  $\sigma_{u0}^2$  é a variância entre as unidades do nível 2, e  $\pi^2/3$  é a variância entre as unidades do nível 1, ou seja, é a variância de uma distribuição

logística padrão. Assim, as duas variâncias ficam em uma escala contínua de mensuração (Goldstein 2003, Rasbash, 2005).

As significâncias estatísticas dos coeficientes da parte fixa e da parte aleatória do modelo multinível são avaliadas pelo teste de Wald.

O ajuste dos modelos pode ser avaliado pelo DIC (*Deviance Information Criterion*), que é uma generalização do Critério de Informação de Akaike (AIC) e é calculado a partir de uma estimação Bayesiana, usando *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC), que consiste em uma alternativa ao procedimento baseado na verossimilhança (Goldstein 2003). Quanto menor o valor do DIC melhor o modelo.

A análise dos resíduos do nível 2 pode ser avaliada pelo gráfico dos resíduos reduzidos ordenados com IC95% (Merlo, 2005).

### **3.4 Modelos multiníveis no contexto do peso ao nascer**

A desigualdade social é definida pelas diferenças produzidas socialmente que sejam moralmente injustas. Análises de desigualdade interindividual na saúde estão sendo realizadas para o peso ao nascimento, a maternidade na adolescência, a cobertura de pré-natal e a prevalência de partos cesáreos, utilizando o SINASC, que disponibiliza as informações sociais e de saúde individuais completas para quase a totalidade dos nascidos vivos (Drachler, 2003).

O fato de as mães de uma localidade compartilharem o mesmo ambiente ou serem mais semelhantes entre si do que em relação a outras localidades, pode levar a uma maior semelhança também no desfecho de interesse. Quando isso acontece, foi violada a suposição de independência, passando a existir correlação entre as mães e os bebês (nível 1 ou unidades) na mesma localidade (nível 2 ou grupo). Esse problema é ainda mais importante quando variáveis explanatórias de níveis superiores da hierarquia são de interesse, de forma que todas as unidades de uma localidade estão expostas de forma idêntica ao fator (Barros, 2002).

Em um trabalho de revisão da literatura, Catalán-Reyes e Galindo-Villardón (2003) realizaram uma busca bibliográfica no *Medline* de artigos

com metodologia multinível na área da saúde, publicados entre 1995 e 2001. Utilizaram palavras-chave como *multilevel models*, *multilevel analysis*, *hierarchical models*, *mixed models*, *random effects models* e *panel data models*. Nessa busca, os autores selecionaram 222 artigos, sendo que 3 consideraram o peso ao nascer como desfecho: Jarvelin et al. (1997), O'Campo et al. (1997) e Gorman (1999). Com base nessa revisão, os autores concluíram que o uso dos modelos multiníveis em diferentes áreas ou especialidades da saúde tem aumentado, porém esta técnica ainda não é de uso freqüente.

Neste trabalho, a busca de artigos foi estendida até 2006, sendo encontradas outras publicações. Também foram utilizadas as palavras-chave *birthweight* e *low birthweight*, sendo que as listas de referências dos estudos selecionados foram consideradas.

O estudo do peso ao nascer como uma variável quantitativa contínua é menos freqüente do que o baixo peso como variável quantitativa dicotômica. No estudo de Jarvelin et al. (1997), foi utilizado um modelo multinível de variabilidade espacial na determinação do peso ao nascer como variável contínua, usando dados ao nível individual e ecológico em uma coorte de nascidos no norte da Finlândia, em 1986. Esse estudo prospectivo considerou três grandes áreas econômicas, compreendendo 74 localidades com uma população de 9.216 nascidos vivos de gestação única.

O objetivo do trabalho foi examinar quanto da variabilidade no peso era explicada por características maternas e por fatores ecológicos. O modelo de regressão linear múltipla multinível mostrou que, após ajuste para os determinantes individuais do peso ao nascer, parte da variação residual pode ser explicada pelo parâmetro econômico que media a riqueza da localidade, pela sua capacidade financeira, usada como variável em nível de contexto. A média de peso ao nascer das crianças na área mais privilegiada (3.587g) foi, significativamente, maior do que na mais pobre (3.482g). Essas diferenças persistiram no modelo multinível, mas foram reduzidas, sendo a maior média de peso relacionada à capacidade financeira média e não a superior como seria esperado. A idade gestacional, o sexo do nascido vivo,

---

a paridade, a idade materna, entre outros fatores, mostraram-se fortemente associados com o peso ao nascer. A variável de contexto utilizada forneceu explicação adicional para a variação do peso ao nascer ao nível da localidade em adição aos preditores individuais do peso ao nascer. As variáveis educação materna, classe social e estado civil não foram significativas e não foram mantidas no modelo. Os autores concluíram que há necessidade de explorar melhor a influência dos fatores sociais e econômicos no peso ao nascer, sugerindo que importantes determinantes sociais e ambientais do peso ao nascer devam ainda ser identificados.

Em um estudo perinatal que usou técnicas de modelagem multinível, O'Campo et al. (1997) demonstraram que a associação entre fatores de risco individuais e o baixo peso ao nascer era moderada, por características da vizinhança. Os autores utilizaram informações sobre risco social, ao nível do setor censitário, vinculadas aos registros de nascimento em Baltimore, nos Estados Unidos, no período de 1985 a 1989. Essa análise faz parte de um grande estudo na procura de indicadores de vizinhança e risco social para desfechos desfavoráveis na gravidez. Os fatores de nível individual incluídos no estudo foram: educação e idade materna, assistência médica e seguro de saúde (*Medicaid*) e o trimestre do início do pré-natal. Foi utilizado o método de modelagem multinível, empregando a análise de regressão em dois estágios. As variáveis no nível macro ou do setor censitário foram indicadores socioeconômicos, características físicas e sociais como: casa própria, taxa de desemprego, renda *per capita*, taxa de crimes *per capita*. Os fatores de risco no nível macro tiveram associação direta e interações com o baixo peso ao nascer. Todos os fatores no nível individual, para o baixo peso ao nascer, mostraram interações com variáveis em nível macro, isto é, fatores de risco ao nível individual, para o baixo peso ao nascer, se comportaram diferentemente, dependendo das características da área de residência. As variáveis no nível macro modificaram a associação entre os fatores no nível individual e o risco de baixo peso. Os autores concluíram que a modelagem multinível é uma importante ferramenta que permite

---

simultaneamente estudar fatores de risco ao nível macro e individual e deverá ter um importante papel na formulação de políticas públicas.

Gorman (1999) utilizou quatro modelos de regressão logística com o objetivo de examinar a influência do município e características ao nível individual no risco de baixo peso para recém-nascidos brancos, negros, mexicanos, cubanos e porto-riquenhos, em 180 municípios dos Estados Unidos em 1990. O artigo examinou o efeito que o ambiente no qual a mãe reside tem em combinação com suas características individuais e comportamento nos desfechos do peso ao nascer por raça e grupo étnico. As características sociais e econômicas da área (renda mediana da família, taxa de desemprego, percentual de estrangeiros, % de mulheres chefe de família, número de médicos/100.000 habitantes) na qual a mãe vive podem afetar o seu acesso à utilização de recursos que ajudam a assegurar a saúde do bebê. As proporções de baixo peso variam grandemente entre os grupos raciais e étnicos. As mães negras tiveram a maior proporção de recém-nascidos com baixo peso ao nascer (13,38%), contudo americanas-mexicanas, cubanas e brancas tiveram proporções de baixo peso mais baixas (5,37%; 5,68% e 5,53%, respectivamente). Entre as latinas, as porto-riquenhas tiveram a mais alta proporção de baixo peso ao nascer (9,04%). A inclusão das variáveis dos municípios no modelo multinível já com as variáveis individuais não alterou muito o efeito das variáveis do nível individual no risco de baixo peso ao nascer, mas melhorou significativamente a qualidade do ajuste do modelo. Os autores concluíram que as diferenças raciais e étnicas no baixo peso ao nascer não são somente o resultado de características da mãe no nível individual, mas também uma função das características do município onde as mães residem.

Rauh et al. (2001) utilizaram dados de 158.174 registros de nascimentos, de 1987 a 1993, da cidade de Nova York, de mulheres afro-americanas não-hispânicas nascidas nos Estados Unidos e brancas com idade entre 20 e 39 anos. Os autores queriam verificar a contribuição da idade e de outros fatores de risco para a disparidade racial nas taxas de baixo peso (moderado 1500 a 2499g, severo < 1500g). Para isso,

---

examinaram o papel do contexto da vizinhança ou comunidade no baixo peso ao nascer, utilizando um modelo de regressão logística multinível. As variáveis de interesse foram: idade materna, raça e pobreza (baixa: 0% a 13%, média: 14% a 20%, alta: > 20%), ajustada para a ordem do nascimento, fumo, abuso de drogas durante a gravidez, estado civil e nível de educação. O artigo registrou um aumento do risco de crianças com baixo peso ao nascer com o aumento da idade entre as mães afro-americanas comparadas com as mães brancas. A pobreza da comunidade (contextual) apresentou efeito significativo no peso moderado ao nascer entre mães afro-americanas, mas nenhum efeito no muito baixo peso. A conclusão foi que a idade materna está associada com o baixo peso ao nascer de crianças nascidas de mulheres afro-americanas, havendo interação positiva do efeito da idade da mãe com a pobreza individual.

O estudo de Rich-Edwards et al. (2003) teve como objetivo verificar a associação entre idade materna (20 a 45 anos) e baixo peso para mães brancas e negras. Foi utilizado o modelo de regressão logística multinível para estimar a razão de chances (OR) para o baixo peso e muito baixo peso ao nascer, para várias covariáveis: idade, raça, paridade, fumo, educação, estado civil e pobreza no nível macro. Foram analisados os registros de nascimento de 96.887 recém-nascidos de mães brancas não-latinas e negras (1994 a 1996) em Chicago, nos Estados Unidos, excluídas as gestações múltiplas. Os nascidos foram considerados nos grupos, conforme local de moradia e vizinhança, sendo que o risco de baixo peso aumentou, mais rapidamente, com a idade materna para mulheres desamparadas, independente da raça. A distribuição das proporções de baixo peso e muito baixo peso pela idade materna apresentou o formato de U, confirmando a já difundida percepção de que mulheres nos extremos da vida reprodutiva têm o risco aumentado de ter uma gestação cujo resultado é um nascituro de baixo peso. Contudo, essa composição diverge para mulheres negras e brancas. Os autores encontraram que o desamparo e o sofrimento agem cumulativamente, ameaçando a saúde reprodutiva. O aumento exorbitante

---

de baixo peso ao nascer com o aumento da idade materna para mulheres negras é explicado pela alta privação sofrida na população.

Buka et al. (2003) realizaram um trabalho estimando quatro modelos lineares hierárquicos, comparando mães brancas não-hispânicas e mães afro-americanas de recém-nascidos, entre 1994 e 1996, em Chicago, nos Estados Unidos. Foram coletados dados do peso ao nascer e fatores de risco materno de 95.711 registros de nascimento. As variáveis foram: idade e educação materna, pré-natal, estado civil, sexo do recém-nascido, paridade, fumo e no nível da vizinhança: pobreza, índice de desvantagem econômica, apoio social e proporção de afro-americanos na vizinhança. Antes da modelagem estatística dos dados, crianças nascidas de mães afro-americanas (média=3.092g) tiveram em média 297g a menos de peso do que as nascidas de mães brancas (média=3.389g). Após o ajuste para fatores de risco no nível individual, essa diferença foi reduzida para 154g. Somente para as mães afro-americanas, a média de peso ao nascer diminuiu, significativamente, em áreas com maior desvantagem econômica. Somente para mães brancas, foi encontrada uma associação significativa positiva entre o nível de percepção de apoio social e o peso ao nascer das crianças. Adicionando estes preditores ao nível da área de moradia, o modelo reduziu a diferença do peso ao nascer para 124g entre brancas e afro-americanas. Os resultados sustentam a hipótese de que fatores no nível da área de moradia estão, significativamente, associados com o peso de recém-nascidos.

Em relação ao uso de variáveis ao nível da vizinhança, Morenoff (2003) mostra que os mecanismos relacionados ao *stress* e adaptação, ou seja, a ocorrência de crimes violentos, de trocas mútuas (associações de bairros, em geral, de ajuda mútua) e de participações em associações de voluntários na localidade de moradia da mãe, são os preditores mais robustos para o baixo peso ao nascer, no nível da comunidade. Esse estudo foi realizado em Chicago, nos Estados Unidos.

Thompson et al. (2005) realizaram um estudo utilizando a modelagem multinível para uma coorte de 3.816.535 nascidos vivos em 1998 nos

Estados Unidos. Foi encontrada uma proporção nacional de baixo peso ao nascer de 6,0%. As proporções variaram de 3,8% a 10,6% nas regiões. Após controlar para os fatores de risco idade materna e área, 67 (27,0%) regiões tiveram proporções de baixo peso ao nascer, significativamente, abaixo da proporção nacional e 98 (39,8%) regiões apresentaram risco acima. O estudo encontrou que as proporções de baixo peso ao nascer variaram entre as regiões de cuidados de saúde neonatal, e esta variação não pôde ser explicada pelos fatores de risco individuais e comunitários conhecidos. Essas diferenças regionais no baixo peso ao nascer não puderam ser explicadas pela composição racial das áreas com o modelo controlado por raça e outras características. A acentuada variação persistiu no modelo estratificado por raça. Embora as características individuais e regionais tenham importante influência no baixo peso ao nascer, esse estudo demonstrou que uma parte significativa do risco do baixo peso permanece não explicada e está associada ao lugar de residência materna e aos cuidados de saúde perinatal e do parto.

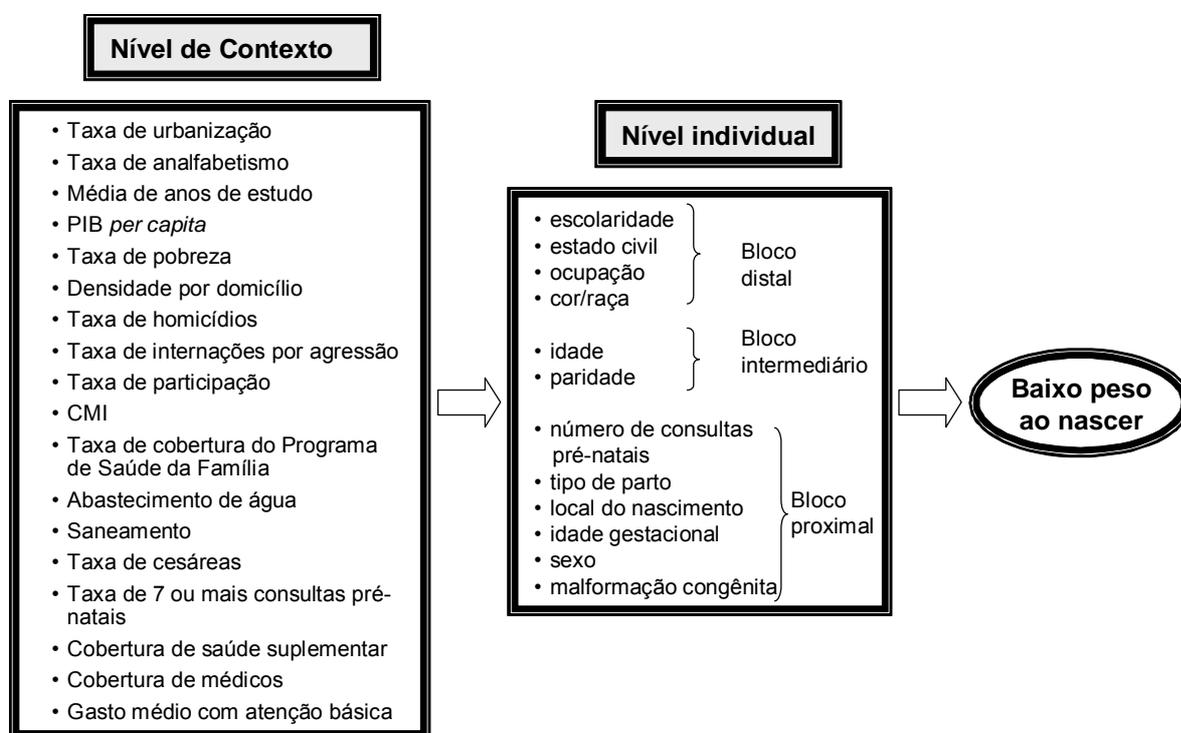
Na avaliação do peso ao nascer, relacionado ao acompanhamento pré-natal das gestantes na Califórnia (1997 a 1998) Heck et al. (2002) realizaram um estudo utilizando a regressão logística multinível para modelar a influência de serviços de cuidados de saúde da comunidade em recém-nascidos pequenos para a idade gestacional, ajustados para fatores maternos e comunitários. Os autores não encontraram associação entre pequenos para a idade gestacional e os serviços comunitários para mulheres sob alto ou baixo risco, tanto no modelo ajustado como no não-ajustado. A residência materna próxima de serviços pré-natais não apresentou associação com os pequenos para a idade gestacional (PIG).

Na revisão da literatura realizada, a maioria dos estudos tem modelado desfechos de recém-nascidos usando variáveis explanatórias em um único nível ou individual. Alguns estudos utilizam variáveis de contexto, mas com a análise estatística não-hierárquica ou não-multinível.

Considerando o peso ao nascer como desfecho contínuo e o baixo peso como desfecho binário e utilizando modelagem multinível, os artigos

relatados foram os mais relevantes encontrados, sendo que não foi identificado nenhum trabalho multinível com desfecho de peso ao nascer com dados de crianças nascidas no Brasil.

As variáveis no nível individual, de acordo com um modelo hierárquico teórico para o baixo peso ao nascer, e os indicadores de contexto, utilizados para a modelagem multinível no Artigo 2 desta tese, são apresentados na Figura 1.



**Figura 1** - Estrutura hierárquica das variáveis na modelagem multinível (do Artigo 2)

## 4. OBJETIVOS

### 1. Justificativa

A grande maioria dos estudos sobre o peso ao nascer tem modelado desfechos de recém-nascidos, usando somente variáveis explanatórias no nível individual, não tendo sido identificado nenhum trabalho multinível com desfecho de peso ao nascer com dados de crianças nascidas no Brasil. Utilizando a modelagem multinível, considera-se a correlação existente entre os recém-nascidos dentro das microrregiões, permitindo identificar as associações entre as variáveis explicativas e o baixo peso ao nascer no nível do recém-nascido e no nível da microrregião do estado onde a mãe reside. Decompor a variância dos erros do modelo, segundo os níveis hierárquicos, permite uma melhor compreensão e/ou explicação do processo que está sendo modelado, o que não seria contemplado utilizando-se os modelos clássicos de regressão. A comparação entre os resultados da análise tradicional e multinível permite identificar as diferenças entre os dois métodos.

### 2. Objetivos

#### **Objetivo Geral**

O objetivo deste trabalho é modelar o desfecho, baixo peso ao nascer, de crianças nascidas vivas no estado do Rio Grande do Sul, utilizando como variáveis explicativas as características dos nascidos vivos e de suas mães no nível individual e as características relacionadas à microrregião de moradia da mãe no nível contextual, utilizando as Metodologias de Modelos Multiníveis e tradicionais, comparando-as.

---

### **Objetivos Específicos**

a) Investigar a evolução da proporção do baixo peso ao nascer no Rio Grande do Sul no período de 1994 a 2004, considerando um modelo com dois níveis de hierarquia: proporção do baixo peso ao nascer (nível 1) e microrregiões (nível 2); considerando a proporção do baixo peso ao nascer como desfecho contínuo na modelagem multinível e tradicional;

b) Investigar as características associadas aos baixos pesos dos nascidos vivos, considerando um modelo com dois níveis de hierarquia: nascidos vivos (nível 1) e microrregiões (nível 2); considerando o baixo peso como desfecho binário na modelagem multinível e clássica.

## 5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Almeida LEA, Barbieri MA, Gomes UA, Reis PM, Chiaratti TM, Vasconcelos V et al. Peso ao nascer, classe social e mortalidade infantil em Ribeirão Preto, São Paulo. *Cad Saúde Pública* 1992; 8:190-8.

Almeida MF, Alencar GP, França Jr I, Novaes HMD, Siqueira AUF, Schoeps D, et al. Validade das Informações das declarações de nascidos vivos com base em estudo de caso-controle. *Cad Saúde Pública* 2006; 22:643-52.

Barker, DJP. *Fetal and infant origins of disease*. BMJ Books, London, 1992.

Barros AJD. Modelos multinível: primeiros passos. Disponível em: <http://www.pjeventos.com.br/epi2002/Index2.htm> (acessado em 07/maio/2002).

Barros FC, Victora CG, Barros AJD, Santos IS, Albernaz E, Matijasevich A, et al. The challenge of reducing neonatal mortality in middle-income countries: findings from three Brazilian birth cohorts in 1982, 1993 and 2004. *Lancet* 2005; 365:847-54.

Barros FC, Victora CG, Tomasi E, Horta B, Menezes AM, César JA, et al. Saúde materno-infantil em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil: principais conclusões da comparação dos estudos das coortes de 1982 e 1993. *Cad Saúde Pública* 1996; 12:87-92.

Benicio MHD'A, Monteiro CA, Souza JMP, Castillo EA, Lamonica IMR. Análise multivariada de fatores de risco para peso ao nascer em nascidos vivos do município de São Paulo, SP (Brasil). *Rev Saúde Pública* 1985; 19:311-20.

Bernabé JV, Soriano T, Albaladejo R, Juarranz M, Calle ME, Martinez D, et al. Risk factors for low birth weight: a review. *European J Obstetrics Gynecology* 2004; 116:3-15.

Bryk A, Raudenbush S. *Hierarchical Linear Models* Newbury Park, Calif: Sage Publications, 1992.

Buka SL, Brennan RT, Rich-Edwards JW, Raudenbush SW, Earls F. Neighborhood support and the birth weight of urban infants. *Am J Epidemiol* 2003; 157:1-8.

Burstein L, Linn RL, Capell FJ. Analyzing multilevel data in the presence of heterogeneous within-class regressions. *J Educational Statistics* 1978; 3:347-83.

Carniel EF, Antonio MARGM, Mota MRML, Morcillo AM, Zanolli ML. A "Declaração de Nascido Vivo" como orientadora de ações de saúde em nível local. *Rev Bras Saúde Matern Infan* 2003; 3:165-74.

Carvalho M, Gomes MASM. Mortality of very low birth weight preterm infants in Brazil: reality and challenges. *J Pediatr (Rio J)* 2005; 81:111-18.

Castillo-Salgado C. Health situation analysis in the Américas, 1999-2000. *Boletín Epidemiológico* 2000; 21:1-3.

Catalán-Reyes MJ, Galindo-Villardón MP. Utilización de los modelos multinivel en investigación sanitaria. *Gac Sanit* 2003; 17:35-52.

Costa CE, Gottlieb SLD. Estudo epidemiológico do peso ao nascer a partir da Declaração de Nascido Vivo. *Rev Saúde Pública* 1998; 32:328-34.

D'Orsi E, Carvalho MS. Perfil de nascimentos no Município do Rio de Janeiro: uma análise espacial. *Cad Saúde Pública* 1998; 14:367-79.

Diez-Roux AV. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *Am J Public Health* 1998; 88:216-22.

Drachler ML, Côrtes SMV, Castro JD, Leite JCC. Proposta de metodologia para selecionar indicadores de desigualdade em saúde visando definir prioridades de políticas públicas no Brasil. *Ciênc Saúde Coletiva* 2003; 8:461-70.

Ellen IG, Mijanovich t, Dillman KN. Neighborhood effects on health: Exploring the links and assessing the evidence. *J Urban Affairs* 2001; 23:391-408.

English PB, Kharrazi M, Davies S, Scalf R, Waller L, Neutra R. Changes in the spatial pattern of low birth weight in a southern California county: the role of individual and neighborhood level factors. *Soc Sci Med* 2003, 56:2073-88.

Evans G W. Environmental stress and health. *Handbook of Health Psychology*, 1997.

Ferrão ME. Modelo multinível de resposta discreta para dados longitudinais: uma aplicação aos dados da Pesquisa Mensal de Emprego. *Actas do IX Congresso da SPE*, 2000.

Freitas PF, Drachler ML, Leite JCC, Grassi PR. Desigualdade social nas taxas de cesariana em primíparas no Rio Grande do Sul. *Rev Saúde Pública* 2005; 39 (5):761-7.

Gama SGN, Szwarcwald CL, Leal MC. Experiência de gravidez na adolescência, fatores associados e resultados perinatais entre puérperas de baixa renda. *Cad Saúde Pública* 2002; 18:153-61.

---

Gama SGN, Szwarcwald CL, Leal MC, Theme Filha MM. Gravidez na adolescência como fator de risco para baixo peso ao nascer no município do Rio de Janeiro, 1996 a 1998. *Rev Saúde Pública* 2001; 35:74-80.

Gama SGN, Szwarcwald CL, Sabroza AR, Branco CV, Leal MC. Fatores associados à assistência pré-natal precária em uma amostra de puérperas adolescentes em maternidades do município do Rio de Janeiro, 1999-2000. *Cad Saúde Pública* 2004; 20:101-11.

Geronimus AT. The weathering hypothesis and the health of African women and infants: Evidence and speculations. *Ethnicity and Disease* 1992; 2:207-21.

Giglio MRP, Lamounier JA, Morais Neto OL, César CC. Baixo peso ao nascer em coorte de recém-nascidos em Goiânia-Brasil no ano de 2000. *Rev Bras Ginecol Obstet* 2005; 27:130-6.

Goldstein H. *Multilevel statistical models*. 3ª ed. London: Edward Arnold, 2003.

Gorman BK. Racial and ethnic variation in low birthweight in the United States: individual and contextual determinants. *Health & Place* 1999; 5:195-207.

Gurgel RQ, Dias IMO, França VLA, Castañeda DFN. Distribuição espacial do baixo peso ao nascer em Sergipe, Brasil, 1995/1998. *Cad Saúde Pública* 2005; 21:1329-1337.

Halpern R, Barros FC, Victora CG, Tomasi E. Atenção pré-natal em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil, 1993. *Cad Saúde Pública* 1998; 14:487-92.

Heck KE, Schoendorf KC, Chavez GF. The influence of proximity of prenatal services on small-for-gestational-age birth. *J Community Health* 2002; 27:15-31.

Horta BL, Barros FC, Halpern R, Victora CG. Baixo peso ao nascer em duas coortes de base populacional no sul do Brasil. *Cad Saúde Pública* 1996; 12:27-31.

Hox JJ. *Applied multilevel analysis*. Amsterdam: TT-Publikaties, 1995.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: [http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia\\_impressao.php?id\\_noticia=266](http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_impressao.php?id_noticia=266) (acessado em 10/maio/2005).

Jarvelin M R, Elliott P, Kleinschmidt I, Martuzzi M, Grundy C, Hartikainen AL et al. Ecological and individual predictors of birthweight in a northern Finland birth cohort 1986. *Paediatr Perinat Epidemiol* 1997; 11:298-312.

---

Kramer, MS. Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis. Bull World Health Organ 1987; 65(5):663-737.

Kreft I, Leeuw J. Introducing multilevel modeling. London. Sage, 1998.

Lima GSP, Sampaio HAC. Influência de fatores obstétricos, socioeconômicos e nutricionais da gestante sobre o peso do recém-nascido: estudo realizado em uma maternidade em Teresina, Piauí. Rev Bras Saúde Matern Infant 2004; 4:253-61.

Mello-Jorge MHP, Gotlieb SLD, Andrade SM. Análise dos registros de nascimentos vivos em localidade urbana no Sul do Brasil. Rev Saúde Pública 1997; 31:78-89.

Mendonça R. Em direção às metas de desenvolvimento do milênio: uma análise regional. 2005. Disponível em: [http://www.uff.br/econ/download/tds/UFF\\_TD179.pdf](http://www.uff.br/econ/download/tds/UFF_TD179.pdf) (acessado em 21/novembro/2005).

Mendonça GAS. Tendências da investigação epidemiológica em doenças crônicas. Cad Saúde Pública 2001; 17:697-703.

Merlo J, Chaix B, Yang M, Lynch J, Råstam L. A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: linking the statistical concept of clustering to the idea of contextual phenomenon. J Epidemiol Community Health 2005; 59:443-9.

Minamisawa R, Barbosa MA, Malagoni L, Andraus LMS. Fatores associados ao baixo peso ao nascer no estado de Goiás. Revista Eletrônica de Enfermagem 2004; 06,03. Disponível em: <http://www.fen.ufg.br> (acessado em 18/julho/2006).

Ministério da Saúde. Saúde Brasil, 2004 a – Uma análise da situação de saúde cap.2, Secretaria de Vigilância em Saúde/MS; Portal saúde. Disponível em: <http://www.redeamiga.org.br/indicadores/metasvida-c.htm> (acessado em 29/julho/2006).

Ministério da Saúde. Saúde Brasil, 2004 b – Uma análise da situação de saúde cap.3, Secretaria de Vigilância em Saúde/MS; Portal saúde. Disponível em: <http://www.redeamiga.org.br/indicadores/metasvida-c.htm> (acessado em 29/julho/2006).

Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde, 2004 c Disponível em: <http://www.portal.saude.gov.br/portal/svs/visualizartexto.cfm?idtxt=24455> (acessado em 25/julho/2006).

Ministério da Saúde. Sistema de Nascidos Vivos, 2006. Disponível em: <http://www.portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/Manual%20Obito.pdf>

---

(acessado em 25/julho/2006).

Moraes MS, Kujumjian FG, Chiaravalloti Neto F, Lopes JCC. Avaliação da assistência às gestantes: o caso do município de São José do Rio Preto, São Paulo, Brasil. *Rev Bras Saúde Matern Infant* 2004; 4:375-84.

Morenoff JD. Neighborhood mechanisms and the special dynamics of birthweight. *AJS* 2003; 108:976-1017.

Nascimento LFC. Estudo transversal sobre fatores associados ao baixo peso ao nascer a partir de informações obtidas em sala de vacinação. *Rev Bras Saúde Matern Infant* 2003; 3:37-42.

O'Campo P, Xue X, Wang MC, Caughy MOB. Neighborhood risk factors for low birthweight in Baltimore: A multilevel analysis. *Am Public Health Association* 1997; 87:1113-18.

Pearl M, Braveman P, Abrams B. The relationship of neighborhood socioeconomic characteristics to birthweight among 5 ethnic groups in Califórnia. *Am J Public Health* 2001; 91:1808-14.

Rajaratnam JK, Burke JG, O'Campo P. Maternal and child health and neighborhood context: The selection and construction of area-level variables. *Health Place* 2006; 12:547-56.

Rasbash J, Steele F, Browne W, Prosser B. A user's guide to MlwiN. Centre for Multilevel Modelling. University of Bristol; 2005.

Rauh VA, Andrews HF, Garfinkel RS. The contribution of maternal age to racial disparities in birthweight: A multilevel perspective. *Am J Public Health* 2001; 91:1815-24.

Rich-Edwards JW, Buka SL, Brennan RT, Earls F. Diverging associations of maternal age with low birthweight for black and white mothers. *Int J Epidemiol* 2003; 32:83-90.

Roberts EM. Neighborhood social environments and the distribution of low birthweight in Chicago. *Am J Public Health* 1997; 87:597-603.

Rodrigues CS, Magalhães Júnior HM, Evangelista PA, Ladeira RM, Laudares S. Perfil dos nascidos vivos no Município de Belo Horizonte, 1992-1994. *Cad Saúde Pública* 1997; 13:53-7.

Silva AAM, Bettiol H, Barbieri MA, Pereira MM, Brito LGO, Ribeiro VS et al. Why are the birthweight rates in Brazil higher in richer than in poorer municipalities? Exploring the epidemiological paradox of low birthweight. *Paediatr Perinat Epidemiol* 2005; 19:43-9.

Silva AAM, Bettiol H, Barbieri MA, Ribeiro VS, Aragão VMF, Brito LGO et al. Mortalidade infantil e baixo peso ao nascer em cidades do Nordeste e Sudeste, Brasil. Rev Saúde Pública 2003; 37:693-8.

Silveira DS, Santos IS. Adequação do pré-natal e peso ao nascer: uma revisão sistemática. Cad Saúde Pública 2004; 20:1160-8.

Snijders T, Bosker R. Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling. London: Sage; 1999.

Soares TM, Mendonça MCM. Construção de um modelo de regressão hierárquico para os dados do SIMAVE-2000. Pesqui Oper 2003; 23:421-41.

Theme Filha MM, Gama SGN, Cunha CB, Leal MC. Confiabilidade do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos Hospitalares no município do Rio de Janeiro, 1999-2001. Cad Saúde Pública 2004; 20:583-91.

Thompson LA, Goodman DC, Chang CH, Stukel TA. Regional variation in rates of low birth weight. Pediatric 2005; 116:1114-1121.

Torres-Arreola LP, Constantino-Casas P, Flores-Hernández S, Villa-Barragán JP, Rendón-Macías E. Socioeconomic factors and low birth weight in México. BMC Public Health 2005; 5:20.

Tucker J, McGuire W. Epidemiology of preterm birth. BMJ 2004; 329:675-8.

UNICEF, 2006 a. Disponível em: [http://www.unicef.pt/pagina\\_relatorio.php](http://www.unicef.pt/pagina_relatorio.php) (acessado em 25/julho/2006).

UNICEF, 2006 b. Progreso para la infancia – Bajo peso al nacer – Disponível em: [http://www.unicef.org/spanish/progressforchildren/2006n4/index\\_lowbirthweig ht.html](http://www.unicef.org/spanish/progressforchildren/2006n4/index_lowbirthweig ht.html) (acessado em 01/agosto/2006).

Victoria CG, Grassi PR, Schmidt AM. Situação de saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980-1992: tendências temporais e distribuição espacial. Rev Saúde Pública 1994; 28: 23-32.

Vidal AS, Arruda BKG, Vanderlei LC, Frias PG. Avaliação da série histórica dos nascidos vivos em unidade terciária de Pernambuco – 1991 a 2000. Rev Assoc Méd Bras 2005; 51:17-22.

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

WHO, 2004. World Health Organization. Technical Consultation, 'Towards the development of a strategy for promoting optimal fetal growth', Report of a meeting (draft), World Health Organization, Geneva, 2004.

Zapata BC, Rebolledo A, Atalah E, Newman B, King MC. The influence of social and political violence on the risk of pregnancy complications. *Am J Public Health* 1992; 82:685-90.

## **6. ARTIGOS**

**Artigo 1: Proporção de baixo peso ao nascer, no período de 1994 2004, por microrregião do estado do Rio Grande do Sul – Análise tradicional e multinível**

**Artigo 2: Fatores de risco para baixo peso ao nascer no estado do Rio Grande do Sul, 2003 – Análise clássica e multinível**

## 6.1 Artigo 1

### **Proporção de baixo peso ao nascer, no período de 1994 a 2004, por microrregião do estado do Rio Grande do Sul – Análise tradicional e multinível**

The low birth weight proportion, 1994 – 2004 in Rio Grande do Sul –  
Traditional and multilevel analysis

Anaelena Bragança de Moraes <sup>1,2</sup>

Roselaine Ruviano Zanini <sup>1,2</sup>

Elsa Regina Justo Giugliani <sup>3</sup>

João Riboldi <sup>3,4</sup>

1. Departamento de Estatística, Universidade Federal de Santa Maria
2. Doutoranda do Programa de Pós-graduação em Epidemiologia, Faculdade de Medicina, Universidade Federal do Rio Grande do Sul
3. Programa de Pós-graduação em Epidemiologia, Faculdade de Medicina, Universidade Federal do Rio Grande do Sul
4. Departamento de Estatística, Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Correspondência:

Prof<sup>a</sup> Anaelena Bragança de Moraes

Av. Roraima, nº 1000

Cidade Universitária

Departamento de Estatística – CCNE, Prédio 13

Bairro Camobi

Santa Maria, RS, Brasil

97105-900

Telefone: + 55 55 32208486, FAX: + 55 55 2208612

e-mail: [anaelena@smail.ufsm.br](mailto:anaelena@smail.ufsm.br)

---

## RESUMO

O objetivo deste estudo foi identificar preditores da proporção de baixo peso ao nascer, nos níveis individual e contextual, no Rio Grande do Sul, Brasil, de 1994 a 2004. Foi utilizada a análise de medidas repetidas via modelos mistos e a de regressão linear multinível. Como variáveis preditoras foram utilizados os indicadores para as microrregiões. O modelo multinível mostrou que as proporções de baixo peso ao nascer diferem entre as microrregiões e aumentam em associação com os anos com o aumento do percentual de prematuros, com o aumento do Coeficiente de Mortalidade Infantil e com o aumento do percentual de cesarianas. Entre as microrregiões, as proporções de baixo peso ao nascer variam positivamente com o percentual de urbanização, com os gastos com o Sistema Único de Saúde e negativamente com o percentual de participação na atividade econômica. No modelo de medidas repetidas, o percentual de cesáreas não mostrou associação com o desfecho. As microrregiões do Norte apresentam as menores proporções de baixo peso ao nascer, já as microrregiões do Sul e Sudoeste, as maiores. Este trabalho sugere melhoria na qualidade do pré-natal relacionada às orientações à gestante, bem como o seu acompanhamento do início da gestação até o parto. O modelo multinível mostrou que a maior parte da variação nas proporções de baixo peso ao nascer foi devido aos efeitos de contexto.

**Palavras-chave:** recém-nascido, baixo peso ao nascer, modelo multinível

---

## ABSTRACT

This work aims at identifying proportion predictors of low birth weight, at individual and contextual levels, in the Rio Grande do Sul, Brazil, from 1994 to 2004. The analysis of repeated measures by mixed models and the multilevel linear regression were used. As predictor variables, the indicators for the microregions were used. The multilevel model showed that the low birth weight proportions differ among microregions and increases in association to the years, to the increase of with the increase of premature newborn, to the infant mortality coefficient and to the increase of caesarean percentage. Among microregions low birth weight proportions vary positively with the urbanization percentage, with expenditures on the “Sistema Único de Saúde” and negatively with the percentage in the economic activity participation. At the repeated measures model, caesarean percentage did not show any association to the outcome. North microregions show the lowest proportions of low birth weight, while South and Southwest microregions, the highest. This work suggests the improvement of prenatal quality related to pregnant woman orientation, as well as her follow-up from beginning of pregnancy to delivery. The multilevel model showed that the biggest part in proportion variations of low birth weight were due to context effects.

**Key words:** newborn, low birth weight, multilevel model.

---

## Introdução

O peso ao nascer, assim como a mortalidade infantil, constituem excelentes indicadores socioeconômicos, com superioridade do peso, pois ele é menos influenciável por intervenções médico-sanitárias específicas. Existem dois principais mecanismos que levam ao baixo peso (peso < 2.500g): a prematuridade (idade gestacional < 37 semanas) e o crescimento intra-uterino restrito, esse último também conhecido como desnutrição fetal, que ocorre quando a criança nasce com peso abaixo do valor-limite para a sua idade gestacional, sendo a maior parte delas nascida a termo <sup>1</sup>.

O ponto de corte para o baixo peso ao nascer (BPN) adotado para comparações internacionais é baseado em observações epidemiológicas, as quais indicam que crianças pesando menos de 2.500g têm, aproximadamente, 20 vezes mais chance de morrer do que bebês que nascem com mais peso <sup>2</sup>. O BPN, mais comum em países em desenvolvimento, contribui para uma variedade de desfechos desfavoráveis na saúde dos recém-nascidos <sup>3</sup>.

A redução de no mínimo um terço na incidência de BPN entre os anos de 2000 e 2010 é um dos principais objetivos da “A World Fit for Children”, na Declaração e Plano de Ação adotados na Sessão Especial sobre Crianças, na Assembleia Geral das Nações Unidas, em 2002. A redução da incidência de BPN contribui para que seja atingido o Objetivo de Desenvolvimento do Milênio (ODM) para a redução da mortalidade infantil <sup>4</sup>.

As proporções de recém-nascidos com BPN no Brasil, entre 1994 e 2002, não apresentaram grande variação. Entre 1996 e 2000, houve uma redução de 1,8%, e entre 2000 e 2004 houve um acréscimo de 7,3%, sendo 8,2% em 2004. As regiões Sul e Sudeste foram as que apresentaram as maiores proporções de recém-nascidos com BPN. A região Sudeste foi a que apresentou maior proporção nesse período, com percentual de 9,1% para 2004, seguida da região Sul com 8,6% para o mesmo ano. No Rio Grande do Sul, os valores foram 8,7%; 9,0%; 9,3%; 9,5% e 9,3%,

respectivamente, ficando acima do valor médio no Brasil para esse período, que é 8%<sup>5,6,7</sup>.

A avaliação do comportamento das proporções de baixo peso ao nascer (PBPN) nas localidades e no tempo e das associações com indicadores socioeconômicos, de saúde, de renda, etc., dessas localidades, pode levar a uma melhor compreensão da PBPN como indicador coletivo de saúde.

Recentes avanços na área de estatística, particularmente os denominados modelos multiníveis de efeitos aleatórios, trazem perspectivas inovadoras para a análise de dados, com a inclusão das análises hierárquicas complementando e superando as análises em nível individual. Grande parte da pesquisa atual em epidemiologia é baseada no individualismo metodológico<sup>8</sup>.

O objetivo deste estudo é identificar preditores para a PBPN de crianças nascidas no estado do Rio Grande do Sul, no período de 1994 a 2004, utilizando um modelo de Regressão Linear Multinível. Como variáveis preditoras, serão utilizados os indicadores das microrregiões nos anos considerados, sendo os anos, o nível individual e as microrregiões, o nível contextual. Os resultados serão comparados com o modelo clássico de medidas repetidas.

## **Métodos**

### *Caracterização do estudo*

Trata-se de um estudo ecológico, em que são avaliadas as PBPN dos recém-nascidos oriundos das 35 microrregiões do estado do RS, nos anos de 1994 a 2004.

O estado do Rio Grande do Sul tem como capital Porto Alegre e está dividido, geograficamente, em 7 Mesorregiões, 35 Microrregiões e 496 municípios<sup>9</sup>. Uma microrregião é, de acordo com a Constituição brasileira de 1988, um agrupamento de municípios limítrofes. Sua finalidade é integrar a organização, o planejamento e a execução de funções públicas de interesse comum, definidas por lei complementar.

---

Os indicadores considerados como variáveis preditoras da PBPN, tanto no nível individual como no nível contextual, foram selecionados de acordo com a disponibilidade das informações para as microrregiões, no período considerado e com base na revisão da literatura. Os indicadores com informações disponíveis para os 11 anos do estudo foram considerados no nível individual. Os indicadores utilizados no nível da microrregião foram aqueles que só possuíam informações para o ano do censo demográfico (2000), e/ou de um ano mais recente (2003 e/ou 2004). Alguns indicadores foram utilizados no nível individual e também no nível contextual.

### *Desfecho*

A variável desfecho é a PBPN nas 35 microrregiões nos 11 anos (1994 a 2004), totalizando 385 valores percentuais, disponíveis no SINASC (Datusus: <http://www.datusus.gov.br>).

A PBPN, por definição, é uma variável derivada, que sumariza características de indivíduos em grupos, podendo ser tratada no nível individual ou contextual <sup>10</sup>. Neste trabalho, ela é de nível individual.

### *Características dos anos (1994 – 2004) - Nível individual*

O nível individual compreende os 11 anos do período do estudo. As covariáveis de interesse, disponíveis no SINASC para os anos de 1994 a 2004, para todas as microrregiões foram: nascidos vivos (NV) pré-termo (percentagem de NV com idade gestacional < 37 semanas), coeficiente de mortalidade infantil (CMI) (número de óbitos de residentes com menos de um ano de vida dividido pelo número de nascido vivo morrer antes de completar um ano de vida, por 1.000 NV), taxa de 7 ou mais consultas pré-natais (percentagem de NV de mães que realizaram 7 ou mais consultas pré-natais) e taxa de cesáreas (percentagem de partos cesáreos em relação ao total de partos).

---

### *Características da microrregião - Nível contextual*

O nível contextual compreende as microrregiões. Os indicadores foram obtidos no Departamento de Informações e Informática do SUS (Datusus: <http://www.datusus.gov.br>), na Fundação de Economia e Estatística (FEEdados: <http://www.fee.rs.gov.br/feedados>), vinculada à Secretaria da Coordenação e Planejamento do RS e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA: <http://www.ipeadata.gov.br>), vinculado ao Ministério de Planejamento, Orçamento e Gestão

Os indicadores utilizados como covariáveis das microrregiões, testados nos modelos foram: taxa de urbanização (percentagem da população da área urbana em relação à população total); taxa de analfabetismo (percentagem na população de pessoas com 15 anos ou mais de idade, incapazes de ler ou escrever um bilhete simples); média de anos de estudo (razão entre o somatório do nº de anos de estudo completados pelas pessoas que tem 25 anos ou mais de idade e o nº de pessoas nessa faixa etária); PIB *per capita* (Produto Interno Bruto a preço de mercado dividido pela população); taxa de pobreza (percentagem da população com renda domiciliar *per capita* inferior a meio salário mínimo); densidade por domicílio (percentagem de pessoas que vivem em domicílios com densidade superior a 2, dada pela razão entre o total de moradores do domicílio e o nº total de cômodos, excluídos o(s) banheiro(s) e mais um cômodo, destinado à cozinha); taxa de homicídios (razão entre o nº de homicídios e o nº de pessoas da população por 10.000 habitantes); taxa de internações por agressão (razão entre o nº de internações hospitalares por agressão e o nº de pessoas da população por 100.000 habitantes); taxa de participação (percentagem da população economicamente ativa entre a população em idade produtiva); CMI (número de óbitos de menores de um ano dividido pelo número de NV num determinado espaço geográfico e ano considerado, (base de 1.000 NV)); taxa de cobertura do Programa de Saúde da Família (PSF) (percentagem de pessoas cadastradas em relação à população); abastecimento de água (percentagem de domicílios com água disponibilizada por rede geral); saneamento (percentagem de domicílios com

---

instalações sanitárias ligadas à rede geral); taxa de cesáreas (percentagem de partos cesáreos em relação ao total de partos); taxa de 7 ou mais consultas pré-natais (percentagem de NV de mães que realizaram 7 ou mais consultas pré-natais); cobertura de saúde suplementar (percentagem de beneficiários de assistência médica, privada e convênios, por local de residência); cobertura de médicos (proporção de médicos por mil habitantes, incluindo os médicos residentes); gasto médio com atenção básica (valores de transferências referentes à atenção básica por habitante); IDESE (índice de desenvolvimento socioeconômico, que abrange quatro blocos temáticos: educação, renda, saneamento e domicílios e saúde).

Para facilitar a interpretação dos coeficientes estimados pelos modelos de medidas repetidas e multinível, as covariáveis foram consideradas na forma contínua, centradas na média <sup>11</sup>.

#### *Análise estatística*

Para estimar a taxa de evolução da PBPN no estado do RS, foi utilizado o modelo exponencial, ajustado aos valores anuais das PBPN do estado nos 11 anos considerados.

Foi realizada a análise descritiva das variáveis que permaneceram no modelo multinível final.

Para avaliar possíveis problemas de multicolinearidade nos modelos, foi realizada a análise de correlação entre as variáveis preditoras.

A análise de medidas repetidas utilizando-se modelos mistos foi considerado o procedimento tradicional (não-hierárquico) dos dados. Nesta análise, as microrregiões foram consideradas os indivíduos, e os anos, o efeito de repetição. A variável resposta foi a PBPN. Na metodologia de modelos mistos, utilizada na análise de medidas repetidas, a estrutura de covariância usada para estimar os coeficientes do modelo foi selecionada pelo Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério Bayesiano de Schwarz (BIC), sendo selecionada a estrutura com os menores valores de AIC e BIC

<sup>12</sup>.

O melhor modelo foi o que apresentou menor *deviance*  $\{-2 \log (L_0) - [-2 \log (L_1)]\}$  e todas as variáveis significativas no modelo ( $p \leq 0,05$ ), sendo  $L_0$  a verossimilhança do modelo nulo (sem covariáveis) e  $L_1$  a verossimilhança do modelo completo.

Como modelo multinível, foi empregado um modelo linear hierárquico com dois níveis para identificar preditores da PBPN, levando-se em conta a variação entre os anos (nível 1) e a variação entre as microrregiões (nível 2).

Inicialmente, foi ajustado aos dados um modelo de componentes de variância (intercepto aleatório), onde  $y_{ij}$  é a variável resposta (contínua),  $X_1, X_2, \dots, X_p$  são as variáveis aleatórias ao nível individual (nível 1), e  $Z_1, Z_2, \dots, Z_q$  são as variáveis ao nível do grupo ou contextual (nível 2) <sup>13</sup>:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_{10} x_{1ij} + \dots + \beta_{p0} x_{pij} + \beta_{01} z_{1j} + \dots + \beta_{0q} z_{qj} + u_{0j} + e_{0ij} \quad (1)$$

Os parâmetros fixos  $\beta_{h0}$  e  $\beta_{0h}$  dos níveis 1 e 2, respectivamente, têm a mesma interpretação dos coeficientes no modelo de regressão múltipla. A parte aleatória do modelo é formada pelos termos de erros  $u_{0j}$  (nível 2) e  $e_{0ij}$  (nível 1), mutuamente independentes, com média zero e variância  $\sigma_{u0}^2$  e  $\sigma_{e0}^2$ , respectivamente <sup>13</sup>.

O modelo de coeficientes aleatórios, onde o intercepto e a inclinação são aleatórios, é representado aqui considerando a variável resposta  $Y$  e apenas uma variável explanatória  $X$ , medida no nível 1 para facilitar a demonstração:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} x_{ij} + e_{0ij} \quad (2)$$

onde  $\beta_{0j}$  é o intercepto do  $j$ -ésimo grupo do nível 2;  $\beta_{1j}$  é a inclinação associada à variável explanatória  $x_{ij}$  da  $i$ -ésima unidade do nível 1 para o  $j$ -ésimo grupo do nível 2.

Para o nível 2, podem-se definir  $j$  modelos similares, sendo que para cada um deles há diferentes interceptos  $\beta_{0j}$  e inclinações  $\beta_{1j}$ .

Estes coeficientes de regressão são considerados como variáveis respostas, dadas por:  $\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j}$ ;  $\beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j}$ , onde  $\beta_0$  é a média dos interceptos no nível 2;  $\beta_1$  é a média das inclinações no nível 2;  $u_{0j}$  e  $u_{1j}$  são variáveis aleatórias com média 0, variância  $\sigma_{u0}^2$ ,  $\sigma_{u1}^2$  e covariância  $\sigma_{u01}$ , onde  $\sigma_{u0}^2$  representa a variabilidade do intercepto, e  $\sigma_{u1}^2$  representa a variabilidade das inclinações entre os grupos <sup>13</sup>.

A equação (2) pode ser escrita na forma:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + (u_{0j} + u_{1j} x_{ij} + e_{0ij}) \quad (3)$$

$$\text{var}(e_{0ij}) = \sigma_{e0}^2 \quad (4)$$

A variável resposta  $y_{ij}$  é expressa como a soma de uma parte fixa e uma parte aleatória dentro dos parênteses <sup>13</sup>.

Os modelos multiníveis foram estimados por Mínimos Quadrados Iterativos Generalizados (IGLS) <sup>14</sup>.

Com o objetivo de medir a correlação intragrupo (intraclasse) ( $\rho$ ) ou *Variance Partition Coefficient* (VPC), que expressa a proporção da variância total devido ao nível 2, foi avaliado o modelo multinível nulo com o intercepto aleatório. A correlação intragrupo, em um modelo de dois níveis, também é a correlação entre duas unidades do nível 1 dentro de um mesmo grupo do nível 2 e é calculada por:

$$\rho = s_{u0}^2 / (s_{u0}^2 + s_{e0}^2) \quad (5)$$

onde  $\sigma_{u0}^2$  é a variância entre as unidades do nível 2, e  $\sigma_{e0}^2$  é a variância entre as unidades do nível 1 <sup>14</sup>.

Posteriormente, o modelo foi avaliado só com a variável anos, centrada no ano de 1994, com o objetivo de avaliar o comportamento das PBPN no tempo.

Foi testado um termo quadrático para a variável anos, pois, segundo Leyland <sup>15</sup>, o pressuposto de uma tendência linear poderia ser simplista.

Para a seleção das variáveis do nível 2, todas as variáveis contextuais foram avaliadas individualmente no modelo com a variável anos, para a verificação da significância estatística ( $p < 0,25$ ). Posteriormente, foram incluídas as variáveis significativas do nível 1 e do nível 2, para a avaliação da significância conjunta e da *deviance* <sup>16</sup>.

A significância estatística dos coeficientes da parte fixa e da parte aleatória do modelo multinível foi avaliada pelo teste de Wald, a 5% de significância.

A variância do nível 1 e do nível 2 foi modelada em função das covariáveis preditoras, resultando em um modelo com variância complexa <sup>16</sup>.

Foi realizada a análise dos resíduos nos dois níveis de hierarquia.

Os resíduos do nível 2 são chamados resíduos reduzidos e são obtidos com a regressão multinível e, posteriormente, pela multiplicação dos resíduos brutos pelo fator de redução (*shrinkage factor*):

$$FR = \frac{S_{u0}^2}{S_{u0}^2 + S_{e0}^2 / N_n} \quad (6)$$

onde  $N_n$  é o número de unidades do nível 1 no grupo de nível 2, sendo que o fator de redução (FR) tem um valor entre 0 e 1 <sup>17,18</sup>.

Foi avaliado o gráfico dos resíduos reduzidos ordenados com Intervalo de Confiança de 95% (IC95%). Os resíduos representam os afastamentos das estimativas médias das microrregiões em relação à média geral predita para o intercepto e para a inclinação <sup>18</sup>.

As análises de medidas repetidas e multiníveis foram realizadas com o auxílio dos aplicativos computacionais SAS 9.1 (SAS Institute, Inc. SAS Statistical) e MLwiN 2.02 (Centre for Multilevel Modelling, UK) respectivamente.

### *Questões éticas*

Este estudo foi aprovado pela Comissão de Pesquisa da Faculdade de Medicina da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, atendendo às exigências preconizadas na resolução nº 196/96 do Conselho Nacional de Saúde (CNS).

### **Resultados**

A taxa de crescimento anual da PBPN para o estado do RS é 1,2%, obtida da modelagem exponencial.

Na Tabela 1, são apresentadas as médias, valor mínimo e valor máximo das PBPN das microrregiões e do estado, classificadas nas respectivas mesorregiões no período de 1994 a 2004. É apresentada com destaque a PBPN do ano de 2004, informação mais recente obtida do SINASC.

O menor valor para a PBPN, no período de 1994 a 2004, foi de 4,22% na microrregião de Cerro Largo, no ano de 1997, e, no outro extremo, a PBPN de 11,5% na microrregião de Carazinho em 2004.

As médias das PBPN para as 35 microrregiões são apresentadas no mapa da Figura 1. Pode-se observar que as áreas mais claras do mapa correspondem às maiores médias das PBPN. Destaca-se a microrregião de Carazinho (código 9), mais ao norte, como a de maior média da PBPN, bem como as microrregiões de Santa Rosa (1), Cerro Largo (6), Sananduva (5), mais ao norte do estado, e Montenegro (23), mais a leste, como as microrregiões de menores médias das PBPN.

A Figura 2 mostra a evolução das PBPN nos 11 anos para todas as microrregiões. Pode-se observar a tendência de aumento das PBPN, de uma maneira geral, embora haja variabilidade de comportamento entre as microrregiões, representadas pelas linhas da figura, em particular.

Na Tabela 2, são apresentados os valores médios e os valores extremos das variáveis que permaneceram no modelo multinível final. É interessante observar a variabilidade desses indicadores, nesse período de

tempo nas microrregiões, justificando seu poder preditivo nos modelos ajustados.

Na Tabela 3, são apresentados o modelo tradicional de medidas repetidas e os quatro modelos multiníveis estimados. O modelo 1 é o modelo de medidas repetidas com estrutura de covariância auto-regressiva de 1ª ordem e médias móveis (ARMA (1,1)), sendo o que apresentou a menor *deviance* (147,22;  $p < 0,0001$ ) e a variável cesárea, do nível 1, não-significativa. Os demais modelos são multiníveis, sendo 2, 3 e 4 de componentes de variância, e o modelo 5 é de coeficientes aleatórios, com variância complexa.

A estimativa da média geral para as PBPN foi obtida do modelo 2 (modelo nulo) como sendo 8,37% (intercepto), tendo uma correlação intragrupo (intraclasse) de 62,2%, ou seja, 62,2% da variação das PBPN é devido às microrregiões do estado, conseqüentemente, 37,8% é devido aos anos.

A inclusão das variáveis significativas de nível 1 resultou no modelo 3, com o intercepto aleatório, ocorrendo uma redução de 21,7% na variância do nível 2 e de 27,4% na variância do nível 1. Avaliando o coeficiente estimado para a variável anos (centrada no ano de 1994), constata-se que as PBPN aumentam com o tempo.

No modelo 4, com intercepto aleatório e com todas as variáveis significativas do nível 1 e do nível 2, pode-se observar uma grande redução na variância do nível 2 (73,7%) e moderada redução no nível 1 (27,6%). Nesse modelo, observa-se que as variáveis preditoras explicaram a maior parte da variação da PBPN devido ao nível das microrregiões.

Os modelos 4 e 5 informam que a PBPN aumenta com os anos, de 1994 a 2004, nas microrregiões do estado. Isso pode ser explicado pelo aumento: do percentual de recém-nascidos pré-termo, do percentual de partos cesáreos, do coeficiente de mortalidade infantil, da taxa de urbanização, dos gastos com o SUS e pelo decréscimo do percentual da participação (população economicamente ativa) nas microrregiões.

---

No modelo 5, os interceptos (médias das PBPN entre as microrregiões) variam entre as microrregiões, e as inclinações variam entre as microrregiões em função dos anos.

Pode-se estimar que, em média, o aumento de 1% no percentual de prematuros por ano acarreta o acréscimo de 0,057% na PBPN; o aumento de 1 por mil no CMI implica no acréscimo de 0,06% na PBPN, e o aumento de 1% no percentual de cesáreas implica no acréscimo de 0,02% na PBPN.

No nível das microrregiões, pode-se dizer que, a cada aumento de 1% na urbanização das microrregiões, ocorre o aumento de 0,022% na PBPN; o aumento de 1% no percentual de pessoas economicamente ativas em idade produtiva implica em um decréscimo de 0,08% na PBPN, e o aumento de R\$1,00 nos gastos com o SUS provoca um aumento de 0,01% na PBPN.

A inclusão de variância complexa no modelo indica que a variância das PBPN entre as microrregiões (nível 2) foi modelada em função dos anos, aumentando com eles, e, para o nível 1, a variância das PBPN é função do CMI e varia com ele, usado como indicador de saúde da microrregião. Para microrregiões com menores CMI, ou seja, regiões com melhores condições de saúde, a variância da PBPN nos anos diminui com o aumento do CMI, e, para microrregiões com maiores CMI, regiões com piores condições de saúde, a variância da PBPN aumenta com o aumento do CMI. As funções de variâncias são mostradas nos gráficos da Figura 3.

Tanto no nível 2 como no nível 1, os termos de covariância não foram significativos, sendo retirados do modelo. Nesse caso, não existe correlação significativa entre os termos de erro nos níveis.

As variâncias do modelo 5, embora tenham reduzido consideravelmente em relação ao modelo nulo, ainda são estatisticamente significativas.

Na Figura 4, são apresentados os gráficos dos resíduos reduzidos ordenados para o nível 2. O primeiro para o intercepto e o segundo para a inclinação. Para os resíduos do intercepto, observa-se que 4 microrregiões (Montenegro, Sananduva, Santa Rosa, Cerro Largo) apresentam resíduos abaixo da média geral estimada (7,99%) para a PBPN global, indicando que

essas microrregiões apresentam PBPN médias estimadas para o período de 11 anos, significativamente menores do que 7,99%, e 3 microrregiões (Ijuí, Vacaria, Carazinho) apresentam resíduos estimados significativamente maiores, ou seja, médias de PBPN maiores do que 7,99%.

O segundo gráfico de resíduos mostra que a microrregião de Santa Rosa apresenta resíduo menor que a inclinação média geral estimada (0,08%), ou seja, para essa microrregião, a PBPN aumenta menos com os anos do que a média geral. Já a microrregião de Cachoeira do Sul tem resíduo maior que a média geral estimada, ou seja, as PBPN tem um aumento maior com os anos do que o aumento médio.

## **Discussão**

Há grande variação das PBPN entre as microrregiões do estado do RS. É interessante notar que isso ocorre entre microrregiões que se situam na mesma mesorregião, como é o caso da Noroeste rio-grandense.

De uma maneira geral, há uma tendência de aumento das PBPN comprovada pela proporção estimada para o RS e pela constatação de que 26 das 35 microrregiões (74%) têm o valor da PBPN do ano de 2004 superior à média dos 11 anos avaliados.

De acordo com estes resultados descritivos, é pequena a chance de que o RS atinja o Objetivo de Desenvolvimento do Milênio <sup>4</sup>.

Os resultados obtidos pela modelagem tradicional de medidas repetidas identificaram a maioria dos preditores encontrados com o modelo multinível, com exceção do percentual de cesarianas da microrregião.

A inclusão do percentual de cesarianas no modelo multinível e a não inclusão no modelo de medidas repetidas se deve, em parte, à significância da variável, que foi próxima a 0,05, e à estrutura do modelo multinível.

A análise de medidas repetidas, utilizando os modelos multiníveis, considerou as medidas nos anos (nível 1) pertencendo a uma mesma microrregião (nível 2), sendo que as microrregiões constituem um dos níveis de hierarquia <sup>14</sup>. Assim, o modelo multinível acomodou a hierarquia dos dados na estrutura do modelo e estimou com mais eficiência as variâncias

dos coeficientes, bem como os fatores de risco do nível da microrregião <sup>16</sup>. A maior diferença encontrada na estimação dos coeficientes fixos dos modelos tradicional e multinível foi no intercepto do modelo.

Neste estudo, foi modelada a estrutura de variância dos dois níveis da hierarquia, ou seja, em vez de tentar estabilizar a variância utilizando transformações, esta foi modelada em função das variáveis preditoras do modelo <sup>14</sup>.

O modelo multinível encontrado neste estudo permitiu concluir que: (1) há maior variação nas PBPN entre as microrregiões do que entre os anos; (2) os coeficientes fixos do nível individual explicam parte da variação das PBPN entre os anos, sendo que as PBPN estimadas aumentam com o aumento dos valores dos preditores do nível individual; (3) o coeficiente de mortalidade infantil é um preditor significativo para as PBPN, mostrando que a associação entre as PBPN e os coeficientes de mortalidade infantil ocorre nas duas direções, pois o baixo peso ao nascer é um conhecido preditor da mortalidade infantil, e o coeficiente de mortalidade infantil é um indicador de saúde da população; (4) os resíduos reduzidos estimados representam a parcela da variância contextual que o modelo encontrado não conseguiu explicar. Estes possibilitam identificar as microrregiões de Montenegro, Sananduva, Santa Rosa e Cerro Largo como microrregiões com situação mais positiva em relação aos recém-nascidos. Já as microrregiões de Ijuí, Vacaria e Carazinho apresentam situação pior do que a média, apontando para a necessidade urgente de intervenção no que diz respeito à saúde dos recém-nascidos dessas localidades; (5) Este modelo conseguiu explicar parte da discrepância entre as PBPN que ocorrem no estado, referida no início da discussão. As demais microrregiões não apresentaram resíduos significativos, indicando que, para elas, os preditores do modelo ajustado explicam satisfatoriamente a variabilidade entre as PBPN.

A vantagem dos modelos multiníveis ou de coeficientes aleatórios é identificar que a média do desfecho (PBPN) para cada microrregião difere, e que a relação entre as características individuais e as PBPN também diferem entre as microrregiões, pois para algumas microrregiões o aumento

na PBPN com os anos é mais pronunciado do que em outras. Levar em conta tais diferenças nas inclinações (coeficientes de regressão) permite diferenciar as microrregiões.

Antes do surgimento das análises multiníveis, havia duas opções no tratamento dos dados: as características do nível individual poderiam ser agregadas no nível mais alto de hierarquia, ou as características de níveis mais altos eram distribuídas para todas as unidades do nível individual. Agregar ou distribuir estas características causam problemas na interpretação dos resultados, conhecidos como falácia atomística e falácia ecológica respectivamente. A falácia atomística é a falácia de fazer inferências no nível de grupo baseado em dados do nível individual. A falácia ecológica é a falácia de fazer inferências no nível individual baseado em dados do nível de grupo <sup>8,19</sup>.

A utilização dos modelos multiníveis permite testar suposições sobre a relação entre características no nível de contexto e o desfecho, levando em conta as influências individuais <sup>19</sup>.

Em termos práticos, a consequência de ignorar a estrutura multinível dos dados é que são encontradas muitas relações como significativas erroneamente <sup>19</sup>.

Alguns artigos relevantes encontrados na literatura sobre PBPN podem servir de base para comparações, mas nenhum deles com modelagem multinível.

O trabalho de Victora et al. <sup>1</sup> sobre as proporções de BPN no RS no período de 1980 a 1992 considerou o estado dividido em Delegacias Regionais de Saúde. Os autores concluíram, para aquele período, que a estabilidade nas PBPN sugeria que as condições gerais das gestantes, relativas ao estado nutricional e infecções, assim como do atendimento pré-natal, não tinham apresentado progresso naquela década.

A análise geográfica dos indicadores de BPN mostrou uma distribuição desigual dentro do estado, sendo que nas regiões Sul, Oeste, e Metropolitana, as condições de saúde eram mais precárias. Já a região

Norte mostrou as melhores condições de saúde <sup>1,20</sup>. Estas desigualdades regionais são novamente comprovadas no presente estudo.

Monteiro et al. <sup>21</sup>, estudando a evolução do peso ao nascer na cidade de São Paulo (1976 a 1998), encontraram uma evolução favorável nos estratos de baixo nível socioeconômico, aparentemente, devido ao melhor desempenho do crescimento intra-uterino, o qual poderia decorrer de melhorias nas condições socioeconômicas, no peso e na altura das gestantes, na assistência pré-natal e, possivelmente, no declínio do hábito de fumar. Nos estratos de alto nível socioeconômico ocorreu uma evolução desfavorável, aparentemente, devido ao aumento da proporção de prematuros <sup>21</sup>, tendência provocada pelo aumento da proporção de cesarianas.

Um estudo sobre NV em unidade hospitalar do Recife, no estado de Pernambuco (1991 a 2000), concluiu pela tendência progressiva de cesarianas, BPN, prematuros e mães adolescentes. Nesse estudo, os autores encontraram a maior PBPN, 22,8% para o ano de 2000, e uma elevada taxa de cesáreas, variando de 29,4% em 1993 a 35,2% em 2000 <sup>22</sup>. Esses resultados corroboram com os achados no presente estudo, onde o aumento das taxas de cesáreas e da prematuridade se associam ao aumento das PBPN.

Barros et al. <sup>23</sup> referem que o aumento na PBPN em Pelotas em 1993 foi decorrente tanto da maior proporção de nascidos prematuros como de crianças com retardo de crescimento intra-uterino (NV a termo).

Em outro artigo realizado por Barros et al. <sup>28</sup> com dados de três coortes de nascidos na cidade de Pelotas no RS, os autores encontraram, para as PBPN, 9,0%, 9,8% e 10,4% para os anos de 1982, 1993 e 2004, respectivamente, estando em concordância com o presente estudo, ou seja, as PBPN vêm aumentando com os anos <sup>1,24,25</sup>. A cidade de Pelotas localiza-se na mesorregião Sudeste rio-grandense, onde as PBPN das microrregiões são mais elevadas. Considerando que a expansão dos cuidados da saúde em Pelotas levou mais de 98% de mulheres grávidas a receberem cuidados pré-natais, com uma média de 8,3 consultas por mãe em 2004, é paradoxal

que as PBPN tenham aumentado. Uma possível explicação seria a melhoria na qualidade do diagnóstico e do atendimento às gestantes, possibilitando a maior intervenção na gestação (cesariana e indução de parto), quando necessário.

Mariotoni et al.<sup>26</sup> estudaram o peso ao nascer na Maternidade de Campinas ao longo de 25 anos, não encontrando variação das PBPN, que ficaram em torno de 8,0%. O estudo concluiu que, embora as condições gerais da população tenham melhorado, condição importante para a melhoria da saúde, não foi encontrada evolução positiva no peso ao nascer, provavelmente por outras modificações que impediram este avanço.

Para o estado de Sergipe, os valores das PBPN foram 10,80% e 7,04% para 1988 e 1998, respectivamente, mostrando um comportamento decrescente no período, sendo provocado, possivelmente, pela melhoria na qualidade de vida<sup>27</sup>, sendo que esses resultados diferem de outros trabalhos encontrados na literatura para outros estados brasileiros.

Uma explicação possível para o aumento das PBPN é que a interrupção da gestação pela indução ou parto cesáreo tem se tornado mais freqüente<sup>20,28</sup>. O uso de novas técnicas para prevenir a mortalidade perinatal e neonatal, em países desenvolvidos, tem sido, em parte, responsável pelo aumento observado de prematuros<sup>28</sup>. Também, o aumento do uso do ultra-som pode ter contribuído para o aumento do número de partos prematuros<sup>23,29</sup>, o que indica uma melhoria nos diagnósticos.

Freitas et al.<sup>20</sup> concluem que as altas taxas de cesariana no sul do Brasil constituem problema de saúde pública e estão associadas a fatores sociais, econômicos e culturais, os quais podem levar ao mau uso da tecnologia médica na atenção ao parto.

Um estudo ecológico, com dados dos estados americanos (EUA) nos anos de 1985 a 1995, encontrou um aumento uniforme nas PBPN, sendo estas associadas, negativamente, à urbanização e aos cuidados pré-natais, entre outros preditores<sup>30</sup>, discordando do efeito positivo da urbanização sobre a PBPN e do número de consultas pré-natais que não esteve associado às PBPN no presente estudo. Os autores concluíram que os

cuidados pré-natais contínuos e abrangentes e cuidados básicos da saúde e de orientações na vida da mulher podem promover melhores desfechos na saúde. Também concluíram que residir em áreas metropolitanas possibilita maiores recursos na atenção básica à saúde, embora nessas áreas exista grande desigualdade social no acesso aos recursos, principalmente para mulheres afro-americanas<sup>30</sup>. A divergência possivelmente está associada à maior abrangência e melhor qualidade do pré-natal nos Estados Unidos em relação ao Brasil.

Outro estudo sobre a evolução do peso ao nascer, na Espanha, encontrou um aumento linear das PBPN entre os anos de 1981 e 2002. Os autores avaliaram que alguns fatores sociais como o aumento do número de gestantes fumantes, entre outros, poderiam estar afetando o peso ao nascer<sup>31</sup>.

As limitações encontradas neste estudo foram a utilização de dados secundários, o grande tamanho das microrregiões, apresentando alta variabilidade interna e os indicadores específicos para as microrregiões disponíveis, restringindo as informações para a modelagem.

Portanto, este estudo aponta na direção do uso da modelagem multinível em áreas geográficas menores, possivelmente apresentando menor variação interna no nível 2, e também na busca de indicadores mais específicos para explicar a alta incidência do BPN no RS.

Este estudo indica que efeitos contextuais, como a urbanização e os investimentos na saúde, têm efeitos negativos no peso ao nascer, ou seja, maiores investimentos em saúde resultando em diagnósticos mais precoces e de melhor qualidade, intervenção na gravidez, criação de CTI's neonatais, com o objetivo de salvar o feto, levam ao aumento das PBPN. É possível que o aumento das PBPN tenha direcionado para o aumento nos investimentos em saúde na tentativa de diminuí-las, indicando um caminho inverso ao encontrado pelo modelo.

O estudo orienta, também, para as condições socioeconômicas da região, e nele está incluída a participação ativa na vida econômica (escolaridade, empregos, etc.), que produzem uma redução nas PBPN.

Em relação aos aspectos específicos com o cuidado à saúde, deve-se levar em conta o percentual de cesarianas, de partos prematuros e o coeficiente de mortalidade infantil, que reflete a realidade da saúde da região.

O estado do RS, considerado como o estado que apresenta melhor qualidade de vida dentre os estados brasileiros, necessita investir esforços na ampliação dos cuidados integrais à mulher. Iniciando pela educação e cuidados básicos na sua saúde desde a infância, incluindo a melhora na qualidade e quantidade dos cuidados pré-natais. A melhoria na qualidade do pré-natal está relacionada às orientações quanto ao uso do fumo, drogas, álcool, alimentação, etc., bem como ao acompanhamento da gestante desde o início da gestação até a atenção ao parto.

Os fatores que influenciam a saúde não são modificados rapidamente, mas podem ser trabalhados para resultados melhores a médio e longo prazo. Tanto os programas de saúde como a população deve trabalhar no sentido de proteger a adequada evolução de uma mulher e sua gravidez, podendo assim interferir nos fatores que comprometem o peso do recém-nascido <sup>26</sup>.

---

## Colaboradores

A.B. Moraes e R.R. Zanini contribuíram com o delineamento, a coleta dos dados, as análises, as interpretações e a redação do artigo. J. Riboldi e E.R.J. Giugliani colaboraram na orientação, redação e revisão do artigo.

## Referências

1. Victora CG, Grassi PR, Schmidt AM. Situação de saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980-1992: tendências temporais e distribuição espacial. Rev Saúde Pública 1994; 28: 23-32.
  2. Kramer, MS. Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis. Bull World Health Organ 1987; 65(5):663-737.
  3. World Health Organization. Technical Consultation, 'Towards the development of a strategy for promoting optimal fetal growth', Report of a meeting (draft), World Health Organization, Geneva, 2004.
  4. UNICEF. Disponível em: [http://www.unicef.pt/pagina\\_relatorio.php](http://www.unicef.pt/pagina_relatorio.php). (acessado em 25/julho/2006).
  5. Mendonça R. Em direção às metas de desenvolvimento do milênio: uma análise regional. 2005. Disponível em: [http://www.uff.br/econ/download/tds/UFF\\_TD179.pdf](http://www.uff.br/econ/download/tds/UFF_TD179.pdf) (acessado em 21/novembro/2005).
  6. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde – 2004. Disponível em: <http://www.portal.saude.gov.br/portal/svs/visualizartexto.cfm?idtxt=24455>(acessado em 25/julho/2006).
  7. Ministério da Saúde. Saúde Brasil, 2004 – Uma análise da situação de saúde cap.2, Secretaria de Vigilância em Saúde/MS; Portal saúde. Disponível em: <http://www.redeamiga.org.br/indicadores/metasvida-c.htm> (acessado em 29/julho/2006).
  8. Diez-Roux AV. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. Am J Public Health 1998; 88:216-22.
  9. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br> (acessado em 10/maio/2005).
  10. Susser M. The logic in ecological: I. the logic of analysis. Am J Public Health 1994; 84:825-9.
-

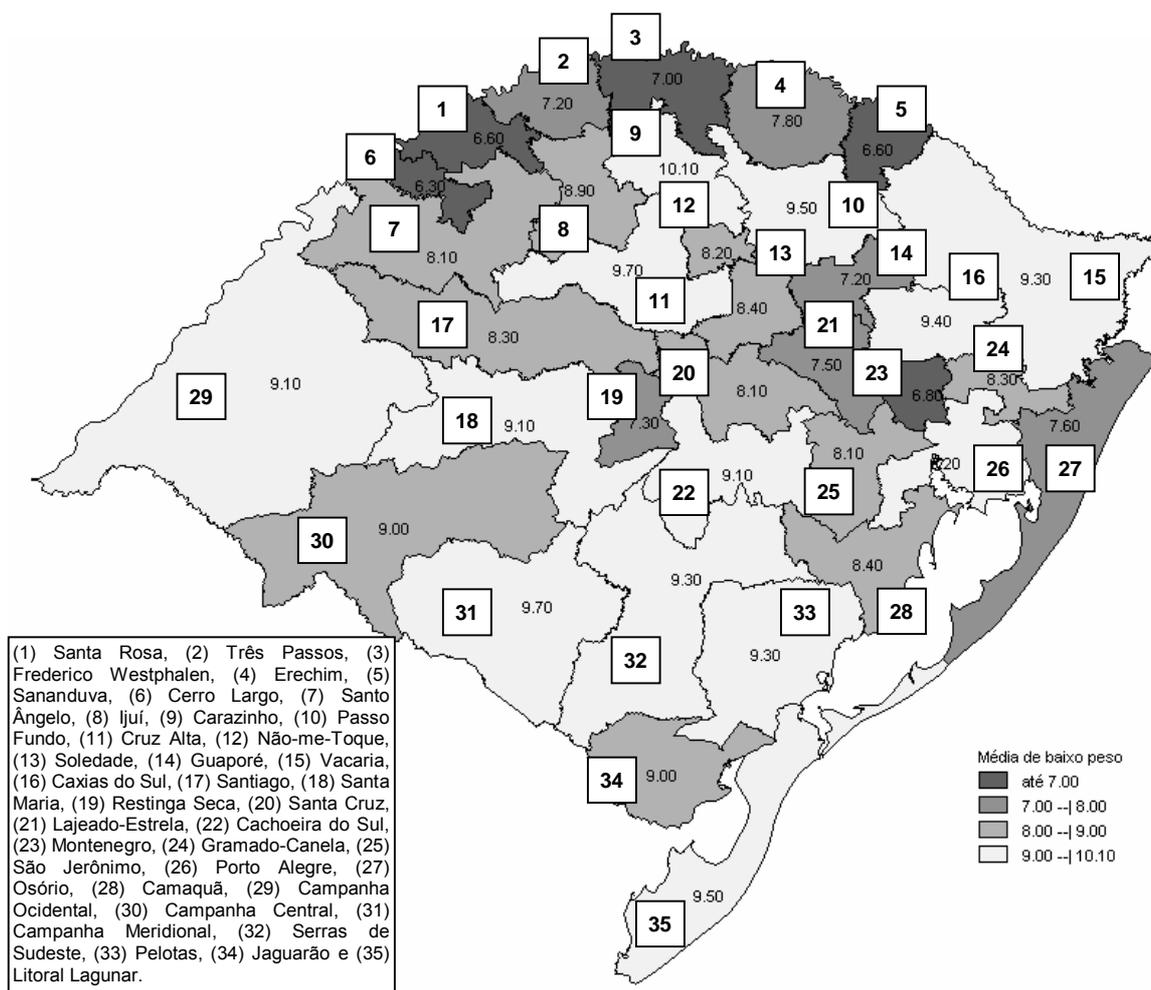
11. Bryk AS, Raudenbush SW. Hierarchical Linear Models. Newbury Park, California: Sage; 1992.
  12. Brown H, Prescott R. Applied Mixed Models in Medicine. New York: John Wiley & Sons, 2001.
  13. Snijders T, Bosker R. Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling. London: Sage; 1999.
  14. Goldstein H. Multilevel statistical models. London: Arnold, 2003.
  15. Leyland AH, McLeod A. Mortality in England and Wales, 1979-1992. An introduction to multilevel modeling using MLwiN. Disponível em: <http://www.soziologie.uni-halle.de/langer/multilevel/progs/mlwin/tutorial1.pdf> (acessado em 01/abril/2006)
  16. Barros AJD. Modelos multinível: primeiros passos. Disponível em: <http://www.pjeventos.com.br/epi2002/Index2.htm> (acessado em 07/maio/2002).
  17. Merlo J, Chaix B, Yang M, Lynch J, Råstam L. A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: linking the statistical concept of clustering to the idea of contextual phenomenon. J Epidemiol Community Health 2005; 59:443-9.
  18. Rasbash J, Steele F, Browne W, Prosser B. A user's guide to MLwiN. Centre for Multilevel Modelling. University of Bristol; 2005.
  19. Leyland AH, Groenewegen PP. Multilevel modelling and public health policy. Scand J Public Health 2003; 267-274.
  20. Freitas PF, Drachler ML, Leite JCC, Grassi PR. Desigualdade social nas taxas de cesariana em primíparas no Rio Grande do Sul. Rev Saúde Pública 2005; 39 (5):761-7.
  21. Monteiro CA, Benicio MHDA, Ortiz LP. Tendência secular do peso ao nascer na cidade de São Paulo (1976-1998). Rev Saúde Pública 2000; 34 (6 Supl):26-40.
  22. Vidal SA, Arruda BKG, Vanderlei LC, Frias PG. Avaliação da série histórica dos nascidos vivos em unidade terciária de Pernambuco – 1991 a 2000. Rev Assoc Med Bras 2005; 51:17-22.
  23. Barros FC, Victora CG, Tomasi E, Horta B, Menezes AM, César JA, et al. Saúde materno-infantil em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil: principais conclusões da comparação dos estudos das coortes de 1982 e 1993. Cad Saúde Pública 1996; 12:87-92.
-

24. Horta BL, Barros FC, Halpern R, Victora CG. Baixo peso ao nascer em duas coortes de base populacional no sul do Brasil. *Cad Saúde Pública* 1996; 12(supl 1):27-31.
25. Bettiol H, Rona RJ, Chinn S, Goldani M, Barbieri MA. Factors associated with preterm birth in Southeast Brazil: a comparison of two birth cohort born 15 years apart. *Paediat Perinat Epidemiol* 2000; 14:30-38.
26. Mariotoni GGB, Barros Filho AA. Peso ao nascer e características maternas ao longo de 25 anos na Maternidade de Campinas. *J Pediatria (Rio J)* 2000; 76:55-64.
27. Gurgel RQ, Dias IMO, França VLA, Castañeda DFN. Distribuição espacial do baixo peso ao nascer em Sergipe, Brasil, 1995/1998. *Cad Saúde Pública* 2005; 21:1329-1337.
28. Barros FC, Victora CG, Barros AJD, Santos IS, Albernaz E, Matijasevich A, et al. The challenge of reducing neonatal mortality in middle-income countries: findings from three Brazilian birth cohorts in 1982, 1993 and 2004. *Lancet* 2005; 365:847-54.
29. Yang H, Kramer MS, Platt RW, et al. How does early ultrasound scan estimation of gestational age lead to higher rates of preterm birth? *Am J Obstet Gynecol* 2002; 186:433-37.
30. Shi L, Macinko J, Starfield B, Xu J, Regan J, Politzer R et al. Primary care, infant mortality, and low birth weight in the states of the USA. *J Epidemiol Community Health* 2004; 58:374-380.
31. Alonso V, Fuster V, Luna F. La evolution del peso al nacer en España (1981-2002) y su relación con las Características de la Reproducción. Disponível em: <http://www.didac.ehu.es/antropo> (acessado em 20/outubro/2006).
-

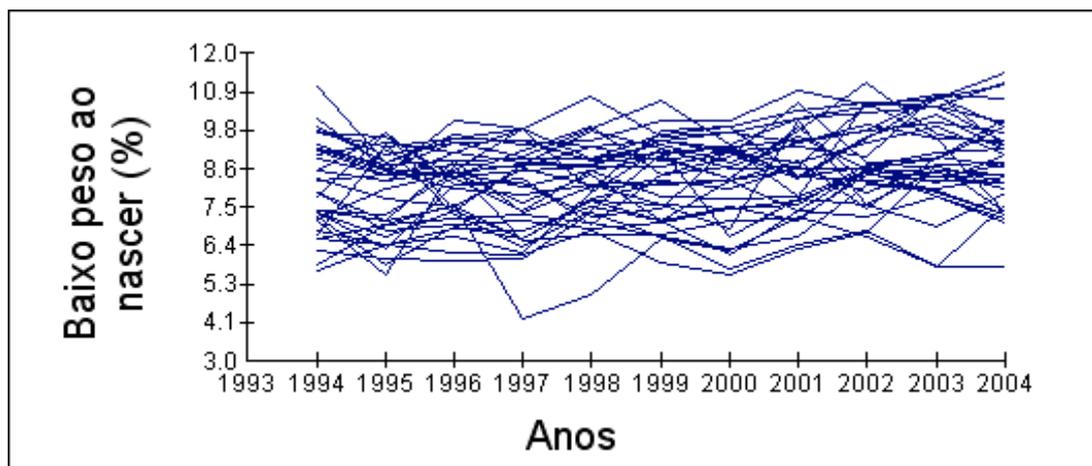
**Tabela 1.** Medidas descritivas da PBPN no período de 1994 a 2004: média, mínimo, máximo e valor de 2004 das microrregiões (e mesorregiões) do RS

Mesorregião e Microrregião*	Média da PBPN (mín – máx)	PBPN de 2004
<b>Noroeste rio-grandense</b>		
1 - Santa Rosa	6,6 (5,7 – 7,3)	5,7
2 - Três Passos	7,2 (5,8 – 8,6)	7,1
3 - Frederico Westphalen	7,0 (6,1 – 7,8)	7,2
4 - Erechim	7,8 (6,6 – 9,1)	9,1
5 - Sananduva	6,6 (5,5 – 8,8)	7,3
6 - Cerro Largo	6,3 (4,2 – 7,6)	7,6
7 - Santo Angelo	8,1 (7,3 – 8,7)	8,7
8 - Ijuí	8,9 (8,4 – 10,1)	9,2
9 - Carazinho	10,1 (8,8 – 11,5)	11,5
10 - Passo Fundo	9,5 (8,3 – 10,7)	9,9
11 - Cruz Alta	9,7 (8,6 – 10,8)	9,3
12 - Não-me-Toque	8,2 (6,3 – 10,6)	7,3
13 - Soledade	8,4 (6,3 – 10,6)	9,9
<b>Nordeste rio-grandense</b>		
14 - Guaporé	7,2 (5,7 – 9,2)	7,9
15 - Vacaria	9,3 (8,6 – 10,1)	10,1
16 - Caxias do Sul	9,4 (8,4 – 10,4)	9,9
<b>Centro Ocidental rio-grandense</b>		
17 - Santiago	8,3 (6,9 – 10,1)	8,4
18 - Santa Maria	9,1 (8,3 – 10,5)	9,4
19 - Restinga Seca	7,3 (5,5 – 8,7)	8,2
<b>Centro Oriental rio-grandense</b>		
20 - Santa Cruz do Sul	8,1 (7,1 – 8,9)	8,1
21 - Lajeado-Estrela	7,5 (6,6 – 8,5)	7,3
22 - Cachoeira do Sul	9,1 (7,4 – 11,1)	11,1
<b>Metropolitana de Porto Alegre</b>		
23 - Montenegro	6,8 (5,9 – 8,2)	7,3
24 - Gramado-Canela	8,3 (7,5 – 8,8)	8,8
25 - São Jerônimo	8,1 (7,1 – 9,0)	8,7
26 - Porto Alegre	9,2 (8,8 – 9,9)	9,7
27 - Osório	7,6 (6,8 – 8,7)	8,2
28 - Camaquã	8,4 (7,2 – 9,7)	8,5
<b>Sudoeste rio-grandense</b>		
29 - Campanha Ocidental	9,1 (8,7 – 9,8)	9,0
30 - Campanha Central	9,0 (7,4 – 11,1)	9,3
31 - Campanha Meridional	9,7 (8,3 – 11,1)	11,1
<b>Sudeste rio-grandense</b>		
32 - Serras de Sudeste	9,3 (8,0 – 10,2)	9,1
33 - Pelotas	9,3 (8,4 – 9,9)	9,4
34 - Jaguarão	9,0 (8,1 – 11,0)	8,4
35 - Litoral Lagunar	9,5 (8,9 – 10,8)	10,7
<b>Estado do RS</b>	<b>8,8 (8,3 – 9,5)</b>	<b>9,3</b>

\* Códigos das microrregiões (Figura 1); PBPN = proporção de baixo peso ao nascer



**Figura 1.** Proporção de baixo peso ao nascer (PBPN) média para as microrregiões do Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004



**Figura 2.** Proporção de baixo peso ao nascer (PBPN) por microrregião no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004

**Tabela 2.** Estatísticas descritivas das variáveis incluídas no modelo multinível, segundo os níveis individual e de contexto

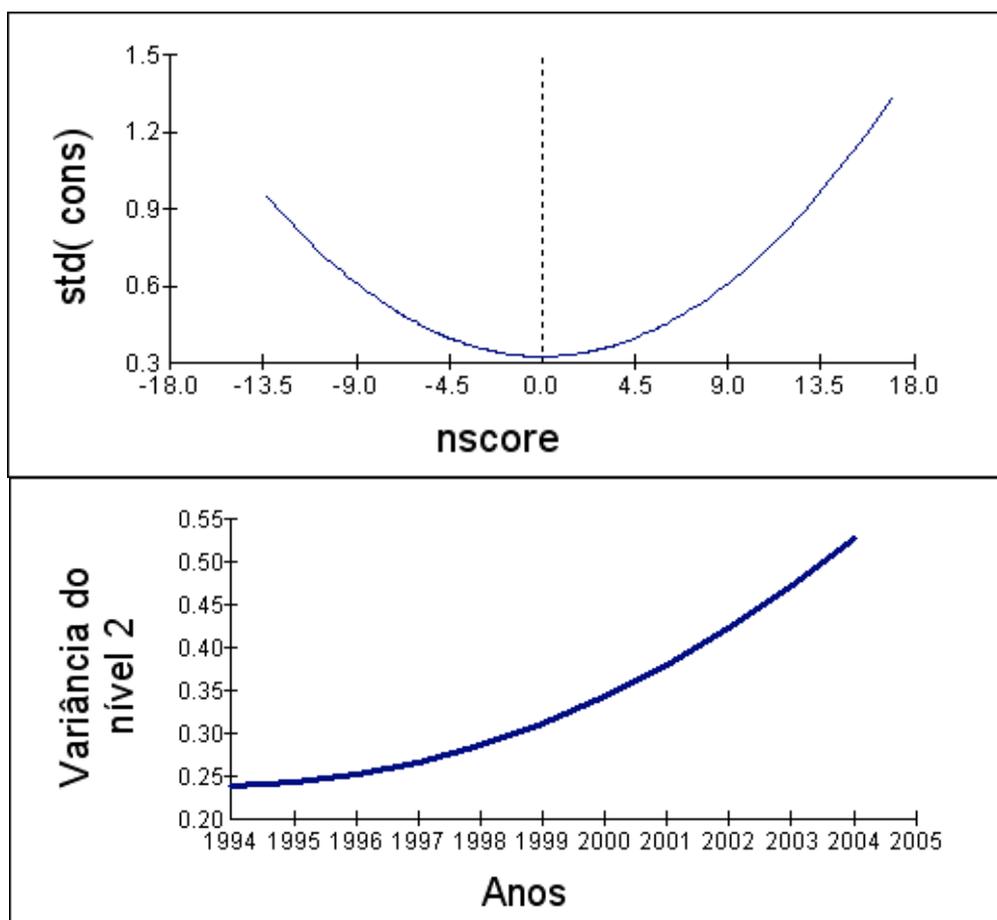
<b>Variáveis</b>	<b>Média ± DP</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
<b>Nível 1 (Anos)</b>			
BPN (%)	8,37 ± 1,27	4,22	11,45
Pré-termo (%)	6,16 ± 2,41	1,79	19,34
CMI (por 1.000 NV)	16,84 ± 4,75	3,55	33,80
Cesáreas (%)	43,84 ± 6,90	27,90	62,22
<b>Nível 2 (microrregiões)</b>			
Urbanização 2000 (%)	70,34 ± 14,19	42,79	96,51
Participação 2000 (%)	61,59 ± 5,37	52,28	69,64
Gasto SUS 2003 (R\$)	61,74 ± 25,64	35,37	165,27

DP = desvio padrão; BPN = baixo peso ao nascer; CMI = coeficiente de mortalidade infantil, NV = nascidos vivos

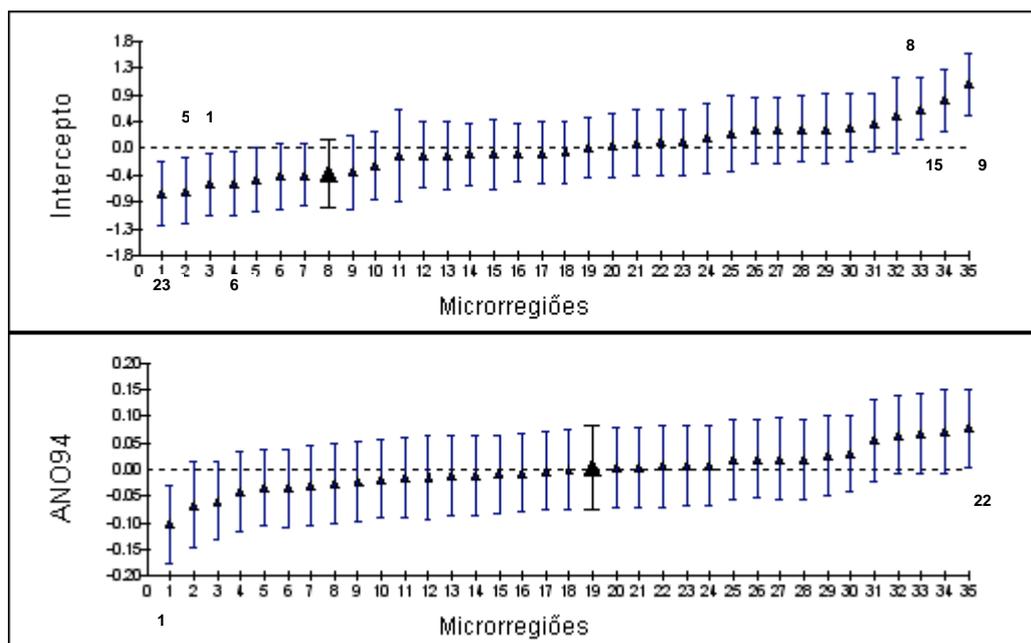
**Tabela 3.** Modelos tradicional e multiníveis para a PBPN, com efeitos das covariáveis no nível dos anos (1994 a 2004) e das microrregiões do RS

Variáveis	Modelo 1 (tradicional)	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
<b>Efeitos fixos</b>					
	Coeficiente (erro padrão)*				
Intercepto	9,476 (1,806)	8,370 (0,174)	7,992 (0,170)	8,012 (0,117)	7,991 (0,113)
<b>Nível 1</b>					
Anos (centrados em 1994)	0,084 (0,017)		0,076 (0,014)	0,072 (0,014)	0,077 (0,017)
Pretermo (% prematuros)	0,073 (0,021)		0,075 (0,021)	0,071 (0,020)	0,057 (0,021) p = 0,007
CMI (mortes/1.000 NV)	0,058 (0,010)		0,064 (0,010)	0,060 (0,010)	0,060 (0,011)
Cesáreas (% cesarianas)	-		0,018 (0,011)	0,026 (0,010) p = 0,011	0,020 (0,010) p = 0,046
<b>Nível 2</b>					
Urbanização 2000 (% pop. urbana)	0,025 (0,009) p = 0,013		-	0,023 (0,008) p = 0,006	0,022 (0,009) p = 0,008
Participação 2000 (% pop. econ.ativa)	- 0,070 (0,023) p = 0,005		-	- 0,080 (0,022)	- 0,080 (0,022)
Gastos SUS 2003 (R\$ investim.saúde)	0,010 (0,005) p = 0,028		-	0,010 (0,004) p = 0,011	0,010 (0,004) p = 0,019
<b>Efeitos aleatórios</b>					
Variância dos interceptos ( $\sigma^2_{u0}$ )	-	1,007 (0,254)	0,788 (0,198)	0,265 (0,073)	0,240 (0,076)
Variância das inclinações ( $\sigma^2_{u1}$ )**	-		-	-	0,003 (0,001) p = 0,033
Variância do nível 1 ( $\sigma^2_{e0}$ )	-	0,613 (0,046)	0,445 (0,034)	0,444 (0,034)	0,325 (0,036)
Variância do nível 1 ( $\sigma^2_{e3}$ )**	-		-	-	0,004 (0,002) p = 0,022
-2 log verossimilhança	884,650	1.007,171	886,218	851,131	829,766

PBPN = proporção de baixo peso ao nascer; EP = erro padrão; CMI = coeficiente de mortalidade infantil.  
\*Coeficientes sem valor da significância tem  $p < 0,001$ ; Modelo 1: de Medidas repetidas; Modelo 2: nulo, sem variáveis; Modelo 3: componente de variância, com variáveis do nível 1; Modelo 4: componente de variância, com variáveis do nível 1 e 2; Modelo 5: coeficientes aleatórios, com variáveis nos dois níveis e variância complexa (nível 2 função dos anos; nível 1 função do CMI)\*\*



**Figura 3.** Variância complexa: (1) Função de variância, nível 1 (nscore = CMI centrado na média; (2) Função de variância, nível 2



**Figura 4.** Gráficos dos resíduos reduzidos ordenados para o nível das microrregiões: (1) resíduos para os interceptos; (2) resíduos para as inclinações

Nota: gráfico (1) abaixo da média: Montenegro (23), Sananduva (5), Santa Rosa (1) e Cerro Largo (6); acima da média: Ijuí (8), Vacaria (15) e Carazinho (9); gráfico (2) abaixo da média: Santa Rosa (1); acima da média: Cachoeira do Sul (22).

## 6.2 Artigo 2

### **Fatores de risco para baixo peso ao nascer no estado do Rio Grande do Sul, 2003 – Análise clássica e multinível**

Risk factors for low birth weight in Rio Grande do Sul, 2003 – Classical and multilevel analysis

Anaelena Bragança de Moraes <sup>1,2</sup>

Roselaine Ruviaro Zanini <sup>1,2</sup>

Elsa Regina Justo Giugliani <sup>3</sup>

João Riboldi <sup>3,4</sup>

1. Departamento de Estatística, Universidade Federal de Santa Maria
2. Doutoranda do Programa de Pós-graduação em Epidemiologia, Faculdade de Medicina, Universidade Federal do Rio Grande do Sul
3. Programa de Pós-graduação em Epidemiologia, Faculdade de Medicina, Universidade Federal do Rio Grande do Sul
4. Departamento de Estatística, Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Correspondência:

Prof<sup>a</sup> Anaelena Bragança de Moraes

Av. Roraima, nº 1000

Cidade Universitária

Departamento de Estatística – CCNE, Prédio 13

Bairro Camobi

Santa Maria, RS, Brasil

97105-900

Telefone: + 55 55 32208486, FAX: + 55 55 2208612

e-mail: [anaelena@smail.ufsm.br](mailto:anaelena@smail.ufsm.br)

---

## RESUMO

O objetivo deste estudo foi identificar os fatores de risco para o baixo peso ao nascer de nascidos vivos de gestação simples no Rio Grande do Sul, Brasil, em 2003. Os dados foram obtidos do Sistema de Nascidos Vivos (SINASC/RS). Foram utilizadas as análises de regressão logística múltipla clássica e multinível. Os fatores de risco foram avaliados no nível individual (nascidos vivos) e contextual (microrregiões). No nível individual dos dois modelos foi encontrada associação significativa entre o baixo peso ao nascer e prematuridade, nenhuma e 1 a 6 consultas pré-natais, anomalia congênita, nascimento fora do hospital, alta e baixa paridade, sexo feminino, idade materna maior de 35 anos, dona de casa, não-casada, escolaridade de 0 a 3 anos e parto cesáreo. Para os nascidos vivos a termo, o parto cesáreo não apresentou associação, e a faixa de escolaridade de 4 a 11 anos apresentou associação com pequeno para a idade gestacional nos dois modelos. As mães adolescentes apresentaram risco no modelo clássico. Os modelos multiníveis mostraram que, quanto maior a urbanização da microrregião maior o risco de baixo peso ao nascer, e, em microrregiões menos urbanizadas, mães solteiras têm risco aumentado, para todos os nascidos vivos, bem como para os nascidos vivos a termo. O baixo peso ao nascer varia com a microrregião e está associado a características individuais e contextuais. Embora a maior parte da variação no baixo peso ao nascer se encontre no nível individual, o modelo multinível identificou um fator de risco importante no nível contextual.

**Palavras-chave:** recém-nascido, baixo peso ao nascer, modelo multinível

---

## ABSTRACT

This work aimed at identifying risk factors for low birth weight of simple pregnancy newborn babies in the Rio Grande do Sul, Brazil, in 2003. Data were obtained from “Sistema de Nascidos Vivos” (SINASC/RS). Multiple logistic regression analysis, classical and multilevel were used. Risk factors were evaluated at an individual level newborn and at a contextual one (microregions). At the individual level of the two models, significantly association was found among low birth weight and prematurity, none and 1 to 6 prenatal care visits, congenital anomaly, out of the hospital birth, high and low delivery rate, female babies, mothers over 35 years old, housewife, single, 0 to 3 years of the study, and caesarean section. For the newborn at full term, caesarean section did not present any association and the 4 to 11 years of study presented low association with the pregnancy time in the two models. Adolescent mothers presented risk at the classical model. Multilevel models showed that, the highest the urbanization of a microregion, the highest the risk of low birth weight, and, in less urbanized microregions, single mothers present an increased risk, for all the newborn ones, as well as for the newborn at full term. The low birth weight varies with the microregion and is associated to individual and contextual features. Although the highest part of low birth weight variation is found at an individual level, the multilevel model identified an important risk factor at a contextual level.

**Key words:** newborn, low birth weight, multilevel model.

---

## Introdução

O peso ao nascer é um importante indicador de saúde de uma população e está associado a um grande número de fatores <sup>1</sup>. Esses fatores relacionam o bebê, a mãe e o ambiente físico, entre si, e têm um importante papel na determinação da saúde futura dos recém-nascidos (RN) <sup>2</sup>.

O baixo peso ao nascer (peso inferior a 2.500g) e a prematuridade (tempo gestacional inferior a 37 semanas) constituem-se nos principais determinantes da mortalidade perinatal, sendo que os recém-nascidos com baixo peso representam grupos vulneráveis ao impacto de condições ambientais e sociais <sup>1</sup>.

No mundo, todos os anos, nascem mais de 20 milhões de crianças com baixo peso, o que, nos países em desenvolvimento, equivale a 17% de todos os nascimentos, sendo mais que o dobro do índice dos países industrializados (7%) <sup>3</sup>.

No Brasil, a percentagem de baixo peso ao nascer (BPN), entre 1996 e 2000, apresentou uma redução de 1,8%. De 2000 a 2004, houve um aumento nas percentagens, sendo estas, respectivamente, 7,6%, 7,9%, 8,1%, 8,2% e 8,2% <sup>4</sup>. No Rio Grande do Sul, os valores de BPN, nos anos de 2000 a 2002, foram 8,8%; 9,0% e 9,4%, respectivamente, ficando acima do valor médio no Brasil, que é 8,1% <sup>5</sup>, nesse período.

Entre as principais causas de BPN encontram-se as infecções, a desnutrição materna e o fumo <sup>6</sup>, bem como a prematuridade, a gravidez múltipla, a alta paridade e as doenças intercorrentes da gestação, como a pré-eclâmpsia. Há também evidência de que outros fatores ambientais menos conhecidos podem afetar o crescimento do feto <sup>1</sup>.

Os estudos sobre os fatores de risco para o BPN têm se limitado a avaliar a influência de fatores no nível individual (das mães e dos recém-nascidos), deixando de considerar variáveis no nível de contexto (localidade de moradia das mães).

O fato de as mães de uma mesma localidade compartilharem o mesmo ambiente e, por isso, serem mais semelhantes entre si do que em relação a mães de outras localidades pode levar a uma maior semelhança

também no desfecho de interesse. Quando isso acontece, é violada a suposição de independência, passando a existir correlação entre as mães e os bebês (nível 1) na mesma localidade (nível 2). Esse problema é ainda mais importante quando variáveis explanatórias de níveis superiores da hierarquia são de interesse, de forma que todas as unidades de uma localidade estão expostas de forma idêntica ao fator <sup>7</sup>.

A análise contextual ou multinível busca combinar a análise das características dos indivíduos com as dos grupos sociais a que pertencem. As variáveis contextuais podem ter efeitos independentes das características individuais ou modificar a maneira como essas características incidem sobre a situação de saúde <sup>8</sup>.

Os modelos de regressão tradicionais partem do princípio de que os nascidos vivos (NV) são independentes entre si em relação ao desfecho de peso ao nascer, sendo todas as variáveis tratadas como pertencentes ao mesmo nível hierárquico. Ignorar o papel delas no nível de contexto pode levar a uma compreensão incompleta dos determinantes do BPN nos NV e em suas populações. As variáveis de contexto afetam os NV diretamente ou indiretamente pelas escolhas e/ou condições maternas. Muitas variáveis medidas individualmente são fortemente condicionadas por processos sociais. Quando os dados são estruturados em hierarquias, unidades no mesmo grupo, raramente são independentes, porque compartilham de um mesmo ambiente e apresentam características semelhantes <sup>5</sup>.

O objetivo deste trabalho é identificar os fatores de risco para o BPN de crianças nascidas vivas de gestação simples no RS no ano de 2003, utilizando a Regressão Logística Múltipla Clássica e Multinível. Como variáveis explicativas, são utilizadas as características dos NV e de suas mães, no nível individual, e características das microrregiões de moradia das mães, no nível contextual.

## **Métodos**

### *Caracterização do estudo*

Este estudo ecológico longitudinal compreende todas as microrregiões do Estado do Rio Grande do Sul (RS), sendo que as informações sobre os RN são provenientes das Declarações de Nascido Vivo (DN) que constam no Sistema de Nascidos Vivos (SINASC) do RS, no ano de 2003, obtidas no DATASUS (Datusus:<http://www.datasus.gov.br>).

O estado do Rio Grande do Sul tem como capital Porto Alegre e está dividido, geograficamente, em 7 Mesorregiões, 35 Microrregiões e 496 municípios. Tem a área de 281.748,5 Km<sup>2</sup> com uma população estimada para 2005 de 10.845.087 habitantes<sup>9</sup>. Uma microrregião é, de acordo com a Constituição brasileira de 1988, um agrupamento de municípios limítrofes. Sua finalidade é integrar a organização, o planejamento e a execução de funções públicas de interesse comum, definidas por lei complementar.

A população deste estudo é de 149.165 NV registrados no SINASC/RS de 2003. Foram incluídos na análise os NV cujas mães residiam no estado no momento do registro da DN e excluídos os de gestação múltipla ou ignorada (2.917 NV), os que não continham informação em registro sobre o peso ao nascer (200 NV) e os com erros de registro (178 NV).

Para a identificação dos erros de registro, foi utilizada a classificação de NV com base no peso e idade gestacional, adaptada por Souza<sup>10</sup>. A adaptação foi necessária para a utilização dos dados do SINASC, porque os dados de duração da gestação usados na classificação eram em semanas (24<sup>a</sup> a 42<sup>a</sup> semana), e, no SINASC, essas informações estão agrupadas (menor que 22 semanas, 22 a 27 semanas, 28 a 31 semanas, 32 a 36 semanas, 37 a 41 semanas e 42 semanas ou mais). Essa classificação de erros considera que pesos inferiores a 500g ou duração da gestação inferior a 22 semanas são informações preenchidas de forma errônea, podendo ser também informações relacionadas a um nascido morto. Segundo Margotto<sup>11</sup>, não há viabilidade biológica para um RN com peso inferior a 500g ou com

---

idade gestacional inferior a 22 semanas, sendo que não deveriam ser incluídos no SINASC <sup>10</sup>.

Os 162 registros do banco de dados considerados errôneos incluíam: NV com duração da gestação inferior a 22 semanas; peso inferior a 500g; idade gestacional de 22 a 27 semanas e peso superior a 1500g; idade gestacional de 28 a 31 semanas e peso superior a 2500g; idade gestacional superior a 37 semanas e peso inferior a 1500g.

Houve, também, 16 casos com dados inconsistentes em relação à idade materna e número de filhos (vivos mais mortos).

Optou-se pela exclusão desses 178 NV do banco de dados, permanecendo os registros de 145.870 NV de gestação única para a análise.

#### *Desfecho*

A variável baixo peso ao nascer (BPN) é o desfecho, obtida da dicotomização da variável peso ao nascer (baixo peso < 2.500g) e não baixo peso (peso ≥ 2.500g).

#### *Características da mãe e do nascido vivo - nível individual*

Foram analisadas as variáveis disponíveis no SINASC relacionadas à mãe: idade (menos de 20 anos (mães adolescentes), 20 a 34 anos e 35 anos ou mais); paridade (nenhum filho, 1 ou 2 filhos, 3 filhos ou mais, vivos e mortos de gestações anteriores); escolaridade (0 a 3 anos, 4 a 11 anos, 12 anos ou mais de estudo concluídos); estado civil (casada oficialmente, não-casada); ocupação (dona de casa, outra (trabalho fora do lar), conforme a Classificação Brasileira de Ocupações); número de consultas pré-natais (nenhuma, de uma a 6, mais que 6); tipo de parto (vaginal, cesáreo); local do nascimento (hospital, outro) e idade gestacional (pré-termo (<37 semanas), a termo (≥37 semanas)).

As variáveis relativas ao RN foram: sexo (masculino, feminino); cor/raça (branca, outra); malformação congênita e/ou anomalia cromossômica (sem anomalia, com anomalia).

### *Características da microrregião - nível contextual*

A seleção das covariáveis do nível contextual foi realizada após revisão da literatura, baseada na disponibilidade das informações para as microrregiões do RS.

As covariáveis foram obtidas no Departamento de Informações e Informática do SUS (Datasus: <http://www.datasus.gov.br>), na Fundação de Economia e Estatística (FEEdados: <http://www.fee.rs.gov.br/feedados>), vinculada à Secretaria da Coordenação e Planejamento do RS, e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA: <http://www.ipeadata.gov.br>), vinculado ao Ministério de Planejamento, Orçamento e Gestão.

Os 18 indicadores utilizados como covariáveis das microrregiões, testados nos modelos multiníveis, foram: taxa de urbanização (percentagem da população da área urbana em relação à população total); taxa de analfabetismo (percentagem na população de pessoas com 15 anos ou mais de idade, incapazes de ler ou escrever um bilhete simples); média de anos de estudo (razão entre o somatório do nº de anos de estudo completados pelas pessoas que tem 25 anos ou mais de idade e o nº de pessoas nessa faixa etária); PIB *per capita* (Produto Interno Bruto a preço de mercado dividido pela população); taxa de pobreza (percentagem da população com renda domiciliar *per capita* inferior a meio salário mínimo); densidade por domicílio (percentagem de pessoas que vivem em domicílios com densidade superior a 2, dada pela razão entre o total de moradores do domicílio e o nº total de cômodos, excluídos o(s) banheiro(s) e mais um cômodo, destinado à cozinha); taxa de homicídios (razão entre o nº de homicídios e o nº de pessoas da população por 10.000 habitantes); taxa de internações por agressão (razão entre o nº de internações hospitalares por agressão e o nº de pessoas da população por 100.000 habitantes); taxa de participação (percentagem da população economicamente ativa entre a população em idade produtiva); taxa de mortalidade infantil (número de óbitos de menores de um ano dividido pelo número de NV num determinado espaço geográfico e ano considerado, (base de 1.000 NV)); taxa de cobertura do Programa de Saúde da Família (PSF) (percentagem de pessoas cadastradas em relação

---

à população); abastecimento de água (percentagem de domicílios com água disponibilizada por rede geral); saneamento (percentagem de domicílios com instalações sanitárias ligadas à rede geral); taxa de cesáreas (percentagem de partos cesáreos em relação ao total de partos); taxa de 7 ou mais consultas pré-natais (percentagem de NV de mães com 7 ou mais consultas pré-natais); cobertura de saúde suplementar (percentagem de beneficiários de assistência médica, privada e convênios, por local de residência na população); cobertura de médicos (proporção de médicos por mil habitantes, incluindo os médicos residentes); gasto médio com atenção básica (valores de transferências referentes à atenção básica por habitante).

#### *Análise estatística*

Os dados foram analisados com a população total e com a população de NV a termo (NV a termo mais pós-termo). No grupo dos NV a termo, segundo Ferraz e Kallan apud Costa e Gotlieb <sup>12</sup>, os com BPN são definidos como NV pequenos para a idade gestacional (PIG), que consiste numa definição simplificada de PIG. As análises empregadas foram a regressão logística clássica e a regressão logística multinível.

A associação entre as variáveis relacionadas à mãe e ao NV com o desfecho (BPN), para os NV do estudo, foi inicialmente analisada pelos métodos clássicos, que ignoram a estrutura hierárquica dos dados na modelagem.

A regressão logística simples foi utilizada para a estimação das razões de chance (OR) e os respectivos intervalos de confiança de 95% (IC95%). Para a seleção das variáveis candidatas à inclusão no modelo múltiplo, considerou-se  $p < 0,25$  <sup>13</sup>.

Para a análise de regressão logística múltipla dos NV, foram utilizadas duas estratégias de análise: a primeira, não-condicional, que incluiu simultaneamente no modelo todas as variáveis independentes significativas da análise de regressão logística simples, método *enter* e nível de significância de 0,05; e a segunda, condicional, que obedeceu a uma hierarquia na entrada das variáveis no modelo múltiplo. Para isso, foram

considerados três blocos: distal (escolaridade, estado civil, ocupação e raça); intermediário (idade e paridade); e proximal (número de consultas pré-natais, tipo de parto, local do nascimento, idade gestacional, sexo e anomalia congênita). Utilizou-se o método de seleção *backward* condicional, considerando-se, como potenciais fatores de confusão, as variáveis selecionadas segundo um nível de significância de 0,10 dentro de cada bloco. Para as análises subseqüentes, mantiveram-se no modelo aquelas variáveis que permaneceram associadas ao BPN, após o ajuste, para as variáveis de confusão do mesmo bloco e para aquelas hierarquicamente superiores<sup>14</sup>.

A análise dos dados dos NV a termo foi realizada de acordo com a primeira estratégia de análise descrita para os NV, ou seja, análise de regressão logística simples e regressão logística múltipla não-condicional, método *enter*, dado que os resultados das demais estratégias não diferiram.

Para as análises multiníveis, foram ajustados modelos lineares hierárquicos generalizados com dois níveis de hierarquia para identificar preditores do BPN, levando em conta a variação entre os NV (indivíduos=nível 1) e entre as microrregiões (grupos=nível 2). A modelagem foi realizada para os NV e para os NV a termo.

A variável resposta deste modelo  $y_{ij}$  é binária (distribuição binomial) e tem valor 1 se o  $i$ -ésimo NV da  $j$ -ésima microrregião apresenta BPN, ou 0, em caso contrário, sendo:

$$y_{ij} = \exp(a + b X + u_j) / (1 + \exp(a + bX + u_j)) + e_{ij} \quad (1)$$

A ligação entre as variáveis preditoras (X) e a variável resposta é assegurada pela função de ligação (logit), que é uma função linear de X ou uma transformação de  $\pi$ . Então, modelando:

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = \text{logit}(p) = a + bX + u_j, \quad (2)$$

onde  $u_j \approx N(0, \Omega_u)$  é o efeito aleatório ao nível da microrregião. Os

coeficientes são:

$$a = \log\left(\frac{p_0}{1-p_0}\right); \quad (3)$$

$$b = \log\left(\frac{p_1(1-p_0)}{p_0(1-p_1)}\right) \quad (4)$$

onde  $\alpha$  e  $\beta$  são os interceptos e a inclinação para a variável X, no nível da microrregião, com respeito ao desfecho;  $\beta$  é o log da razão de chance e  $\exp(\beta)$  é a razão de chances (OR).

O termo de erro  $e_{ij}$  (nível 1) tem média 0 e variância  $\sigma_e^2$ . A variância  $\sigma_e^2$  é usualmente conhecida como parâmetro de sobredispersão ou parâmetro extra-binomial, e sua estimativa é 1<sup>15</sup>. Então, uma parte da variabilidade do modelo é binomial (nível 1), e outra parte é normal (nível 2)<sup>7,16</sup>.

Para modelos multiníveis de resposta discreta, é utilizado o método de estimação de quase-verossimilhança, que utiliza um método de linearização baseado na expansão da série de Taylor, o qual transforma um modelo de resposta discreta em um modelo de resposta contínua. Após a linearização, o modelo é estimado usando os Mínimos Quadrados Iterativos Generalizados (IGLS) ou Mínimos Quadrados Iterativos Generalizados Restritos ou Reponderados (RIGLS)<sup>16</sup>.

A transformação para um modelo linear requer uma aproximação como Quase-Verossimilhança Marginal (MQL) ou Quase-Verossimilhança Penalizada (PQL). O procedimento MQL de 1ª ordem pode produzir estimativas viesadas, sendo que o procedimento PQL de 2ª ordem é mais aperfeiçoado, porém menos estável.

Devido a problemas na convergência do modelo nas análises, foi utilizado, o algoritmo IGLS e o procedimento MQL de 1ª ordem para a obtenção das estimativas iniciais e, posteriormente, o algoritmo RIGLS e o procedimento PQL de 2ª ordem, conforme sugerido pela literatura<sup>7,17</sup>.

Para a modelagem, inicialmente foi avaliado o modelo nulo, sem covariáveis, com o objetivo de avaliar a correlação intragrupo (intraclasse)

( $\rho$ ) ou *Variance Partition Coefficient* (VPC), que expressa a proporção da variância total devido ao nível contextual (nível 2). O  $\rho$ , na regressão logística multinível, pode ser estimado por diferentes procedimentos. Neste estudo, foi utilizado o método da variável latente:

$$\rho = s_{u0}^2 / (p^2 / 3 + s_{u0}^2) \quad (5)$$

onde  $\sigma_{u0}^2$  é a variância entre as unidades do nível 2 (microrregiões) e  $\pi^2/3$  é a variância entre as unidades do nível 1 (NV), ou seja, é a variância de uma distribuição logística padrão <sup>16</sup>.

Para facilitar a interpretação dos coeficientes estimados, os 18 indicadores contextuais foram considerados de forma contínua, centrados na média <sup>18</sup>. Foram também categorizados por tercis e por quartis com o objetivo de testá-los de diferentes maneiras, com vista a estabelecer a significância estatística.

Foi realizada análise de correlação entre as variáveis de contexto para a identificação de possíveis problemas de multicolinearidade no modelo.

Para a seleção das variáveis do nível 2, todas as variáveis de contexto foram testadas, individualmente, no modelo nulo, para a verificação da significância estatística ( $p < 0,25$ ). Posteriormente, as variáveis selecionadas do nível 2 foram incluídas, uma a uma, no modelo multinível contendo todas as variáveis significativas do nível 1 da análise de regressão logística simples clássica para a avaliação da significância no modelo completo <sup>7</sup>.

A significância estatística dos coeficientes da parte fixa e da parte aleatória do modelo multinível foi avaliada pelo teste de Wald, a 5% de significância.

Os termos de interação foram incluídos no modelo, considerando-se um nível de significância de 10%.

Um dos critérios de escolha do melhor modelo foi a redução da variância ao nível contextual ( $\sigma^2_{u0}$ ). A proporção da variância do nível 2, explicada pelas variáveis incluídas no modelo, foi calculada por:

$$V_{\text{explicada}} = ((V_0 - V_1)/V_0).100 \quad (6)$$

onde  $V_0$  é a variância do nível 2 do modelo inicial, e  $V_1$  é a variância do nível 2 do modelo final.

A correlação intragrupo ( $\rho$ ) foi calculada para todos os modelos ajustados.

O ajuste dos modelos foi avaliado pelo DIC (*Deviance Information Criterion*), que é uma generalização do Critério de Informação de Akaike (AIC) e é calculado a partir de uma estimação Bayesiana, usando *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC) <sup>16</sup>. Quanto menor o valor do DIC melhor o modelo.

Foi realizada a análise dos resíduos ao nível das microrregiões, utilizando-se o gráfico dos resíduos reduzidos ordenados com IC95% <sup>19</sup>.

As análises estatísticas clássicas e multiníveis foram realizadas com o auxílio dos aplicativos computacionais SPSS 13.0 (SPSS Inc., Chicago, EUA) e MLwiN 2.02 (Centre for Multilevel Modelling, UK) respectivamente.

### *Questões éticas*

Este estudo foi aprovado pela Comissão de Pesquisa da Faculdade de Medicina da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, atendendo às exigências preconizadas na resolução nº 196/96 do Conselho Nacional de Saúde (CNS).

### **Resultados**

A média do peso ao nascimento foi de 3.168,75±537,16g, variando entre 550g e 5.990g. A prevalência de BPN foi 8,4% (12.257/145.870).

A Tabela 1 mostra a distribuição do peso ao nascer por faixas de 500g, segundo a idade gestacional, conforme consta na DN.

A maior proporção dos NV (41,4%) está na faixa de 3.000g a 3.499g. Dos NV a termo, 4,2% eram de baixo peso.

A Tabela 2 apresenta a distribuição dos preditores na população de NV no grupo de NV de BPN e os resultados da análise de regressão logística simples e múltipla não-condicional.

Na análise de regressão logística simples, todas as variáveis testadas mostraram-se associadas com o BPN ( $p < 0,001$ ). A chance de BPN nos NV de mães que não fizeram pré-natal foi 3,79 vezes a chance de BPN nos NV de mães que realizaram 7 ou mais consultas. A chance de BPN nos NV com anomalias congênitas foi 3,17 vezes a chance de NV sem anomalias apresentarem BPN. As mães adolescentes e mais velhas, com paridade de três ou mais filhos e nulíparas, com baixa escolaridade, não-casadas, mães que não trabalhavam fora, que tiveram parto cesáreo, que tiveram seus filhos fora do hospital, com parto prematuro, os NV femininos e de raça não-branca foram risco para BPN. A maior força de associação ocorreu entre BPN e prematuridade ( $OR=35,93$ ).

Na análise de regressão logística múltipla, a raça não apresentou associação significativa ao BPN ( $p=0,143$ ) quando o modelo foi ajustado para os NV, sendo retirada do modelo final. A ocorrência de BPN foi fortemente determinada pela prematuridade. As mães adolescentes ( $p=0,138$ ) e a escolaridade de 4 a 11 anos ( $p=0,051$ ) não apresentaram significância.

Na Tabela 3, são apresentados os valores dos OR bruto e ajustado para os NV a termo. Na análise de regressão logística simples, todas as variáveis apresentaram associação com PIG simplificado ( $p < 0,001$ ). A chance de ser PIG nos NV a termo com anomalia foi 2,75 a dos NV a termo sem anomalias. A chance de ser PIG nos NV de mães que não fizeram pré-natal foi 2,63 a chance de ser PIG quando a mãe realizou 7 ou mais consultas. A chance de ser PIG entre os NV de mães com escolaridade de 0 a 3 anos foi 1,8 vezes a chance de ser PIG entre os NV de mães com 12 ou mais anos de escolaridade. Na análise de regressão logística múltipla, o tipo de parto não apresentou associação significativa ( $p=0,242$ ), sendo excluído

---

do modelo. A anomalia congênita foi a variável que melhor explicou o PIG, seguida do número de consultas pré-natais e do local do nascimento. Nesse caso, quando retirados os prematuros, as mães adolescentes, a escolaridade de 4 a 11 anos e a raça apresentaram risco significativo, permanecendo no modelo para PIG.

Na Tabela 4, são apresentados os modelos multiníveis de intercepto aleatório, ajustados para os NV (modelo 1 e 2) e para os NV a termo (modelo 3), sendo o modelo 1 sem interação e os modelos 2 e 3 com uma interação.

Não foi encontrada nenhuma evidência de dispersão extra-binomial nos três modelos.

Na modelagem multinível dos NV e dos NV a termo, três variáveis do nível contextual testadas separadamente foram significativas com as variáveis significativas do nível 1: taxa de urbanização, abastecimento de água e saneamento. Como as três variáveis são correlacionadas ( $p < 0,05$ ), optou-se por manter no modelo a taxa de urbanização, por apresentar maior significância estatística para o coeficiente, maior redução na variância do nível 2 e ser um indicador com sentido mais amplo para representar a microrregião. A taxa de urbanização foi categorizada em: abaixo do primeiro tercil (68,33% de urbanização), como faixa de risco para BPN, e acima deste tercil, como faixa de referência. A taxa de urbanização apresentou um efeito protetor, ou seja, a menor urbanização da microrregião protege os NV do BPN.

Não foi encontrado nenhum efeito aleatório da variável taxa de urbanização (nível 2), verificado pelo teste de coeficiente aleatório. Portanto, o modelo é de componente de variância, pois só o intercepto é aleatório.

Para a avaliação do efeito das possíveis interações entre as variáveis individuais e contextuais do modelo final, as variáveis idade, escolaridade, número de consultas pré-natais e paridade foram dicotomizadas para facilitar a interpretação.

A interação urbanização e estado civil apresentou risco significativo nos modelos 2 e 3. Isso indica que o fato de a mãe residir em uma

microrregião de menor urbanização e não ser casada aumenta o risco para o BPN.

Para o modelo 2, com todas as variáveis do nível 1 e sem variáveis no nível 2, a variância no nível contextual foi 0,050, e a  $\rho$  foi de 1,5%. Com a inclusão da taxa de urbanização, a variância reduziu para 0,041 (modelo 1), significando um decréscimo de 18,0% na variância do nível 2, em relação ao modelo inicial, explicado pela urbanização, e a  $\rho$  reduziu para 1,2%. Com a inclusão da interação, urbanização e estado civil (modelo 2), a variância reduziu para 0,040, resultando num decréscimo total de 20,0%, sendo que a  $\rho$  quase não se alterou.

Para o diagnóstico dos modelos para os NV, o modelo 2 foi o que apresentou o menor DIC, indicando-o como o melhor modelo encontrado.

Para o modelo dos NV a termo, com todas as variáveis do nível 1 e sem variáveis no nível 2, a variância no nível contextual foi 0,021, e a  $\rho$  0,6%. Com a inclusão da taxa de urbanização, a variância reduziu para 0,017, significando um decréscimo de 19,0%, e a  $\rho$  reduziu para 0,5%. Com a inclusão da interação urbanização e estado civil, a variância se manteve em 0,017. Neste modelo, as mães adolescentes não representam risco para PIG, diferente do modelo clássico (Tabela 3).

O modelo 3 foi o que apresentou o menor valor para o DIC, indicando-o como o melhor modelo encontrado dentre os testados para os NV a termo.

A Figura 1 mostra os resíduos reduzidos estimados ordenados das 35 microrregiões para os modelos 2 e 3. As barras representam os IC95% de cada resíduo por microrregião. Para o modelo 2, 8 das 35 microrregiões apresentaram uma média estimada das PBPN (intercepto) significativamente diferente da média geral, representada pela linha pontilhada. As microrregiões com resíduos significativamente acima da média, ou seja, com maior risco para BPN que a média geral, foram: Carazinho, Passo Fundo e Serras do Sudeste, e as microrregiões com resíduos abaixo da média e menor risco que a média geral, foram: Restinga Seca, Santiago, Campanha Central, Santa Maria e Porto Alegre. As demais teriam resíduos sem diferença significativa da média.

Para o modelo 3, as microrregiões de Caxias do Sul e Carazinho apresentam resíduos significativamente maiores que a média geral e maior risco para PIG. Já as microrregiões de Porto Alegre e Santa Maria apresentam resíduos significativamente menores para os NV a termo, ou seja, menor risco para PIG.

### **Discussão**

A incidência de BPN foi 8,4%, valor inferior à taxa para o RS (9,52%) em 2003, dado que esta inclui as gestações múltiplas e não restringe o peso nem a idade gestacional.

Este estudo encontrou como fatores de risco associados ao BPN, utilizando o modelo clássico de regressão logística múltiplo, os seguintes fatores de risco: prematuridade, nenhuma e 1 a 6 consultas pré-natais, anomalia congênita, nascimento fora do hospital, alta e baixa paridade, sexo feminino, idade materna maior de 35 anos, dona de casa, não-casada, escolaridade de 0 a 3 anos e parto cesáreo, sendo que a raça não foi significativa no modelo. Em estudo do BPN, Giglio et al.<sup>21</sup> encontraram resultados semelhantes. Minamisawa et al.<sup>22</sup>, em estudo com dados do estado de Goiás, encontraram associações semelhantes ao presente estudo, com exceção do parto cesáreo, que apresentou efeito protetor para o BPN. A prevalência de cesáreas (44,5%) também foi semelhante à obtida no presente estudo (44,4%).

Para os NV a termo, os fatores de risco para o BPN (PIG simplificado), no modelo de regressão clássico, apresentaram riscos, em geral, um pouco maiores em relação aos NV, sendo que as mães adolescentes, as com 4 a 11 anos de escolaridade e as não-brancas apresentaram efeito significativo no modelo, o que não aconteceu para os NV. Estas faixas são indicativas de um padrão socioeconômico inferior, sabidamente associado com a ocorrência de restrição de crescimento intra-uterino. O tipo de parto não apresentou efeito significativo, ou seja, o parto cesáreo não foi risco para PIG simplificado, indicando que as cesarianas estão associadas à prematuridade. O fato do parto cesáreo ser risco pra o

---

BPN para todos os NV e não para os NV a termo, indica que as cesarianas estão sendo feitas em maioria para os NV prematuros, pois muitas vezes a cesariana é a melhor via de parto, nesses casos.

O PIG é usado como indicador de restrição no crescimento intra-uterino, mas é importante considerar que essa classificação simplificada pode subestimar o número verdadeiro de NV com crescimento intra-uterino restrito <sup>12</sup>.

No modelo multinível, para os todos os NV, a faixa de escolaridade de 4 a 11 anos foi risco para BPN, já no modelo clássico não. A menor urbanização foi fator de proteção, e a interação menor urbanização e mãe solteira foram risco para BPN.

Para os NV a termo, no modelo multinível, as mães adolescentes não apresentaram risco para o BPN, sendo que a menor urbanização foi proteção para o BPN, e a interação menor urbanização e ser solteira foi risco para o BPN.

Na comparação do modelo clássico com o multinível, para os NV e para os NV a termo, as diferenças nos coeficientes e erros padrão estimados foram muito pequenas, justificadas pela grande base de dados utilizada na análise.

No modelo com intercepto aleatório, parte da variância ao nível contextual foi explicada pelo percentual de urbanização das microrregiões, indicando um maior risco de BPN para filhos de mães que residem em microrregiões mais urbanizadas. A associação encontrada não foi controlada por uso de fumo, álcool e drogas na gestação, podendo ser uma justificativa para a mesma. A inclusão da interação explicou pequena parte da variância entre os interceptos das microrregiões, melhorando a qualidade do modelo e indicando que, em microrregiões menos urbanizadas, o risco de BPN aumenta para mães não-casadas.

Encontrar associação significativa da urbanização da microrregião com a ocorrência de BPN reafirma a existência do “paradoxo epidemiológico do BPN”, nome dado ao fato de mães americanas-mexicanas, com condição socioeconômica inferior, apresentarem taxas de BPN semelhantes ou

menores do que as encontradas entre mães brancas nos EUA. Dados do Brasil revelam a existência de paradoxo similar: as taxas de BPN são maiores em regiões mais desenvolvidas do que em regiões menos desenvolvidas <sup>23</sup>. As áreas menos urbanizadas podem proteger os NV do BPN pelo menor uso de exames de ultra-som podendo resultar em erro de avaliação da idade gestacional, menor número de partos cesáreos sem indicação médica, melhor nutrição materna, menor stress materno, possivelmente menor uso de fumo, álcool e drogas e maior ocorrência de nascidos vivos avaliados como natimortos.

O único estudo multinível encontrado que incluiu a urbanização foi um estudo longitudinal ecológico realizado nos Estados Unidos. Os autores constataram que a urbanização foi fator de proteção para o BPN diferente do presente estudo em que o aumento da urbanização foi risco para o BPN <sup>24</sup>. Possivelmente essa divergência de resultados possa ser explicada pelo “paradoxo epidemiológico”. No presente estudo, a microrregião de Caxias do Sul, uma das mais desenvolvidas do estado, é indicada como uma das regiões do RS com maior risco de PIG.

Na literatura, são encontrados alguns estudos multiníveis para o BPN, entre eles o realizado por Jarvelin et al.<sup>1</sup> na Finlândia, mostrando que parte da variação residual foi explicada pela capacidade financeira da localidade, usada como variável contextual. Os fatores idade gestacional, sexo, paridade, idade materna, entre outros, se mostraram fortemente associados com o peso ao nascer, enquanto educação, classe social e estado civil não. O estudo de Gorman <sup>25</sup>, nos Estados Unidos, mostrou que o BPN em diferentes raças é resultado de características da mãe e do município onde elas residem.

O’Campo et al. <sup>26</sup> demonstraram que a associação entre fatores de risco individuais e BPN foi moderada por características da vizinhança em Baltimore, nos Estados Unidos. O impacto da idade materna avançada no BPN foi mais pronunciado sob condições de altas taxas de desemprego da localidade. Todos os fatores de risco do nível individual mostraram interações com variáveis em nível macro, isto é, se comportaram

---

diferentemente, dependendo das características da área de residência. No modelo multinível do presente estudo, o risco para mães com 35 anos ou mais não se modificou em relação ao modelo não-multinível. Já a escolaridade de 4 a 11 anos evidenciou significância no modelo multinível.

A raça não foi risco para BPN nos NV do presente estudo. Já para os NV a termo, a raça foi risco para PIG, relacionando a restrição de crescimento intra-uterino ao fato da mãe não ser branca. O estudo de Rich-Edwards et al.<sup>27</sup>, em Chicago, confirmou que mulheres com idade extrema têm risco de BPN aumentado, sendo bem maior para mulheres negras em relação a brancas, sendo a diferença explicada pela grande privação sofrida pelas mães negras nos Estados Unidos. Buka et al.<sup>28</sup>, com dados de Chicago, encontraram resultados semelhantes para as mães afro-americanas, sendo que, para mães brancas, foi encontrada uma associação significativa positiva entre apoio social recebido e peso ao nascer, já para as mães negras o apoio social não foi significativo.

Em outro trabalho, com NV de Chicago, Morenoff<sup>29</sup> mostrou que os mecanismos relacionados ao *stress* e adaptação, ou seja, a ocorrência de crimes violentos, de trocas mútuas (associações de bairros, em geral, de ajuda mútua) e participações em associações de voluntários na localidade são os preditores mais robustos, ao nível da região de vizinhança, para o peso ao nascer. Neste estudo, para o RS, os indicadores: taxa de homicídios e internações hospitalares por agressão, usados como termos objetivos para tentar aproximar uma realidade como a violência, não foi risco para BPN. Provavelmente, esses indicadores não sejam os melhores para medir violência, necessitando de variáveis mais específicas.

Thompson et al.<sup>30</sup> mostraram que as proporções de BPN variavam entre as regiões dos Estados Unidos, e que, embora as características individuais e contextuais tenham importante influência no BPN, uma parte significativa do risco de BPN permanece não explicada e está associada ao local de residência materna e aos cuidados de saúde perinatal e do parto no nível contextual. Esta conclusão corrobora com os achados no presente estudo.

Os estudos aqui relacionados sustentam a hipótese de que fatores no nível da área de moradia da mãe estão, significativamente, associados ao peso ao nascer.

Também foi encontrado um estudo multinível recente realizado em Rosário, na Argentina, por Hachuel et al.<sup>31</sup> sobre BPN, que encontrou como fatores de risco ao nível individual: idade da mãe maior que 40 anos, primiparidade, 5 ou mais consultas pré-natais e parto espontâneo (sem o uso de fórceps ou outro). Como a variância estimada para o local de moradia da mãe não foi significativa, indicou a inexistência de variabilidade que comportasse a avaliação do modelo multinível, ficando o modelo restrito ao nível individual.

A avaliação da qualidade dos dados do SINASC foi satisfatória, pois a percentagem de informações ignoradas ou em branco não ultrapassou 9,9%<sup>20</sup>.

As limitações do presente estudo podem ser atribuídas aos seguintes fatores: (1) utilização de dados secundários (SINASC), impossibilitando a obtenção da idade gestacional em semanas e de informações como o uso de fumo, álcool e drogas na gestação; (2) tamanho dos grupos no nível contextual (microrregiões), pois grupos muito grandes carregam muita variabilidade interna, dificultando a atribuição de características a esse nível<sup>32</sup>; (3) escolha das microrregiões, que foi realizada em função do número de grupos e da disponibilidade dos indicadores de contexto.

Em função das limitações deste trabalho, recomenda-se que seja incluída na Declaração de Nascido Vivo a idade gestacional específica e não em faixas, bem como informações sobre o uso do fumo, álcool e drogas ilícitas, que possibilitarão a melhor compreensão dos fatores do nível individual que levam ao BPN.

No modelo de regressão clássico, o intercepto e o coeficiente de inclinação são parâmetros fixos, ou seja, não se alteram, enquanto que, no modelo multinível, são considerados parâmetros aleatórios, ou seja, podem variar nas unidades do nível hierárquico mais alto<sup>33</sup>. Com isso, as análises multiníveis levam em conta a influência de variáveis contextuais nos

desfechos individuais em saúde, resultando em uma importante ferramenta na formulação de políticas de saúde <sup>34</sup>.

O BPN pode ser causado por muitos distúrbios perinatais, mais comumente pela pouca idade gestacional. Esses achados podem não ser aplicáveis às causas mais específicas do BPN, contudo, identificar a existência de diferenças no BPN entre as microrregiões do estado fornece uma nova direção para futuras pesquisas que invistam em ações visando melhor explicar estas diferenças.

Este trabalho confirmou fatores de risco encontrados na literatura, sendo o primeiro trabalho de modelagem multinível para o BPN realizado com dados do estado do RS.

## Colaboradores

A.B. Moraes e R.R. Zanini contribuíram com o delineamento, a coleta dos dados, as análises, as interpretações e a redação do artigo. J. Riboldi e E.R.J. Giugliani colaboraram na orientação, redação e revisão do artigo.

## Referências

1. Jarvelin MR, Elliott P, Kleinschmidt I, Martuzzi M, Grundy C, Hartikainen AL et al. Ecological and individual predictors of birthweight in a northern Finland birth cohort 1986. *Paediatr Perinat Epidemiol* 1997; 11:298-312.
  2. World Health Organization. Technical Consultation, 'Towards the development of a strategy for promoting optimal fetal growth', Report of a meeting (draft), World Health Organization, Geneva, 2004.
  3. UNICEF. Progreso para la infancia – Bajo peso al nacer – Disponível em: [http://www.unicef.org/spanish/progressforchildren/2006n4/index\\_lowbirthweig ht.html?...](http://www.unicef.org/spanish/progressforchildren/2006n4/index_lowbirthweig ht.html?...) (acessado em 01/agosto/2006).
  4. Ministério da Saúde. Saúde Brasil, 2004 – Uma análise da situação de saúde cap.3, Portal saúde. Disponível em: <http://www.redeamiga.org.br/indicadores/metasvida-c.htm> (acessado em 29/julho/2006).
  5. Mendonça R. Em direção as metas de desenvolvimento do milênio: uma análise regional. 2005. Disponível em: <http://www.uff.br/econ> (acessado em 21/novembro/2002).
  6. Victora CG, Grassi PR, Schmidt AM. Situação de saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980-1992: tendências temporais e distribuição espacial. *Rev Saúde Pública* 1994; 28: 23-32.
  7. Barros AJD. Modelos multinível: primeiros passos. Disponível em: <http://www.pjeventos.com.br/epi2002/Index2.htm> (acessado em 07/maio/2002).
  8. Diez-Roux AV. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *Am J Public Health* 1998; 88:216-22.
  9. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: [http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia\\_impressao.php?id\\_noticia=266](http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_impressao.php?id_noticia=266) (acessado em 10/maio/2005).
  10. Souza LM. Avaliação do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos – SINASC, Minas Gerais e Mesoregiões, 2000. Dissertação do Mestrado em
-

Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da FCE da UFMG, 2004.

11. Margotto PR. Recém-nascido pré-termo extremo. Limite de viabilidade, 2001. <http://www.medico.org.br/especialidade/neonatologia /LIMVIA.doc> (acessado em 01/maio/2006)

12. Costa CE, Gotlieb SLD. Estudo epidemiológico do peso ao nascer a partir da Declaração de Nascido Vivo. Rev. Saúde Pública 1998; 32:328-34.

13. Hosmer Jr.DW, Lemeshow S. Applied logistic regression. New York: John Wiley & Sons; 1989.

14. Fuchs SC, Victora CG, Fachel J. Modelo hierarquizado: uma proposta de modelagem aplicada à investigação de fatores de risco para diarreia grave. Rev. Saúde Pública 1996; 30:168-78.

15. Ferrão ME. Modelo multinível de resposta discreta para dados longitudinais: uma aplicação aos dados da Pesquisa Mensal de Emprego. Actas do IX Congresso da SPE, 2000.

16. Goldstein H. Multilevel statistical models. London: Arnold, 2003.

17. Rasbash J, Steele F, Browne W, Prosser B. A user's guide to MLwiN. Centre for Multilevel Modelling. University of Bristol; 2005.

18. Bryk AS, Raudenbush SW. Hierarchical Linear Models. Newbury Park, California: Sage; 1992.

19. Merlo J, Chaix B, Yang M, Lynch J, Rästam L. A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: linking the statistical concept of clustering to the idea of contextual phenomenon. J Epidemiol Community Health 2005; 59:443-9.

20. Mello-Jorge MHPM, Gotlieb SLD, Oliveira H. O Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos: 1a avaliação dos dados brasileiros. Informe Epidemiológico do SUS. 1996; 2:78-89.

21. Giglio MRP, Lamounier JL, Morais Neto OL, César CC. Baixo peso ao nascer em coorte de recém-nascidos em Goiânia-Brasil no ano de 2000. Ver Bras Ginecol Obstet 2005; 27:130-6.

22. Minamisawa R, Barbosa MA, Malagoni L, Andraus LMS. Fatores associados ao baixo peso ao nascer no estado de Goiás. Ver Eletrônica de Enfermagem 2004; 6,3.

23. Silva AAM, Bettiol H, Barbieri MA, Pereira MM, Brito LGO, Ribeiro VS et al. Why are the birthweight rates in Brazil higher in richer than in poorer

municipalities? Exploring the epidemiological paradox of low birthweight. *Paediatr Perinat Epidemiol* 2005; 19:43-9.

24. Shi L, Macinko J, Starfield B, Xu J, Regan J, Politzer R et al. Primary care, infant mortality, and low birth weight in the states of the USA. *J Epidemiol Community Health* 2004; 58:374-380.

25. Gorman BK. Racial and ethnic variation in low birthweight in the United States: individual and contextual determinants. *Health Place* 1999; 5:195-207.

26. O'Campo P, Xue X, Wang MC, Caughy MOB. Neighborhood risk factors for low birthweight in Baltimore: A multilevel analysis. *Am Public Health Association* 1997; 87:1113-18.

27. Rich-Edwards JW, Buka SL, Brennan RT, Earls F. Diverging associations of maternal age with low birthweight for black and white mothers. *Int J Epidemiol* 2003; 32:83-90.

28. Buka SL, Brennan RT, Rich-Edwards JW, Raudenbush SW, Earls F. Neighborhood support and the birth weight of urban infants. *Am J Epidemiol* 2003; 157:1-8.

29. Morenoff JD. Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birth weight. *AJS* 2003; 108:976-1017.

30. Thompson LA, Goodman DC, Chang CH, Stukel TA. Regional variation in rates of low birth weight. *Pediatrics*. 2005; 116:1114-21.

31. Hachuel L, Boggio G, Borra V. Uso de modelos logit mixtos para el estudio del bajo peso al nacer en Rosario. Undécimas Jornadas "Investigaciones en la Facultad" de Ciencias Economicas y Estadística. Universidade Nacional de Rosario, Argentina nov/2006.

32. Ellen IG, Mijanovich t, Dillman KN. Neighborhood effects on health: Exploring the links and assessing the evidence. *J Urban Affairs* 2001; 23:391-408.

33. Soares TM, Mendonça MCM. Construção de um modelo de regressão hierárquico para os dados do SIMAVE-2000. *Pesqui Oper* 2003; 23:421-41.

34. O'Campo P. Invited Commentary: Advancing theory and methods for multilevel models of residential neighborhoods and health. *Am J Epidemiol* 2003; 157:9-17.

**Tabela 1.** Distribuição do peso ao nascer segundo a idade gestacional dos nascidos vivos, SINASC/RS, 2003

Peso(g)	Idade gestacional (semanas)						Total (%)*
	Pré-termo			Pré termo	Termo	Pós termo	
	22 a 27	28 a 31	32 a 36	< 37	37 a 41	≥ 42	
500 a 999	371	161	26	558	-	-	558 (0,4)
1.000 a 1.499	127	517	413	1.057	-	-	1.057 (0,7)
1.500 a 1.999	-	337	1.539	1.876	278	2	2.156 (1,5)
2.000 a 2.499	-	55	3.066	3.121	5.296	24	8.441 (5,8)
2.500 a 2.999	-	-	2.893	2.893	32.490	284	35.667 (24,5)
3.000 a 3.499	-	-	1.136	1.136	58.471	604	60.211 (41,4)
3.500 a 3.999	-	-	186	186	29.852	453	30.491 (20,9)
> 4.000	-	-	25	25	6.696	185	6.906 (4,7)
<b>Total</b>	498	1.070	9.284	10.852	133.083	1.552	145.487 (99,9)
<b>BPN</b>	498	1.070	5.044	6.612	5.574	26	12.212
<b>%</b>	100,0	100,0	54,3	60,9	4,2	1,7	8,4

\* Existem 383 dados faltantes para a idade gestacional; BPN = baixo peso ao nascer

**Tabela 2.** Análise de regressão logística simples e múltipla dos NV de gestação única, tendo como desfecho o BPN, SINASC/RS, 2003 (n=145.870)

Variáveis independentes	Total (%)	BPN (%)	OR Bruto (IC 95%)	OR Ajustado (IC 95%)
<b>Idade materna</b>				
20 a 34	97.652 (66,9)	7.468 (7,6)	1	1
≥ 35	20.059 (13,8)	1.985 (9,9)	1,33 (1,26 - 1,40)	1,35 (1,26 - 1,45)
< 20	28.119 (19,3)	2.800 (10,0)	1,34 (1,28 - 1,40)	1,05 (0,98 - 1,13)*
<b>Paridade</b>				
1 a 2	58.608 (43,5)	4.103 (7,0)	1	1
Nulípara	54.290 (40,2)	5.046 (9,3)	1,36 (1,30 - 1,42)	1,43 (1,35 - 1,51)
≥ 3	22.041 (16,3)	2.171 (9,8)	1,45 (1,37 - 1,53)	1,20 (1,11 - 1,29)
<b>Escolaridade</b>				
12 ou mais	22.147 (15,3)	1.621 (7,3)	1	1
4 a 11	110.156 (75,9)	9.309 (8,5)	1,17 (1,11 - 1,24)	1,08 (1,00 - 1,17)*
0 a 3	12.774 (8,8)	1.234 (9,7)	1,35 (1,25 - 1,46)	1,20 (1,07 - 1,33)
<b>Estado civil</b>				
Casada	55.609 (38,2)	4.023 (7,2)	1	1
Outro	89.802 (61,8)	8.199 (9,1)	1,29 (1,24 - 1,34)	1,13 (1,07 - 1,19)
<b>Ocupação</b>				
Outra	54.721 (40,4)	4.127 (7,5)	1	1
Dona de casa	80.840 (59,6)	7.200 (8,9)	1,20 (1,15 - 1,25)	1,16 (1,10 - 1,22)
<b>Consultas pré-natais</b>				
7 e mais	86.929 (59,8)	5.287 (6,1)	1	1
1 a 6	54.565 (37,6)	6.161 (11,3)	1,97 (1,89 - 2,04)	1,57 (1,49 - 1,65)
Nenhuma	3.723 (2,6)	733 (19,7)	3,79 (3,48 - 4,12)	2,67 (2,35 - 3,02)
<b>Tipo de parto</b>				
Vaginal	81.091 (55,6)	6.589 (8,1)	1	1
Cesáreo	64.774 (44,4)	5.667 (8,7)	1,08 (1,05 - 1,13)	1,10 (1,04 - 1,15)
<b>Local do nascimento</b>				
Hospital	145.279 (99,6)	12.133 (8,4)	1	1
Outro	590 (0,4)	123 (20,8)	2,89 (2,37 - 3,53)	1,74 (1,27 - 2,37)
<b>Idade gestacional</b>				
A termo (≥ 37)	134.635 (92,5)	5.600 (4,2)	1	1
Pré-termo (< 37)	10.852 (7,5)	6.612 (60,9)	35,93 (34,29 - 37,66)	34,59 (32,82 - 36,46)
<b>Sexo</b>				
Masculino	75.039 (51,4)	5.684 (7,6)	1	1
Feminino	70.825 (48,6)	6.570 (9,3)	1,25 (1,20 - 1,30)	1,40 (1,33 - 1,47)
<b>Raça/cor</b>				
Branca	129.977 (89,2)	10.703 (8,2)	1	-
Outra	15.720 (10,8)	1.529 (9,7)	1,20 (1,14 - 1,27)	-
<b>Anomalias</b>				
Sem anomalia	144.077 (99,2)	11.931 (8,3)	1	1
Com anomalia	1.170 (0,8)	260 (22,2)	3,17 (2,75 - 3,64)	2,22 (1,81 - 2,74)
<b>Total</b>	<b>145.870 (100,0)</b>	<b>12.257 (8,4)</b>	<b>-</b>	<b>-</b>

Excluídos os casos sem informação: idade materna (40); paridade (10931); escolaridade (793); estado civil (459); ocupação (10309); raça (173); consultas pré-natais (653); tipo de parto (5); local do nascimento (1) idade gestacional (383); sexo (6) e anomalias (623). Significância  $p < 0,001$  para variáveis independentes, exceto \* (não-significativas a 0,05); BPN = baixo peso ao nascer; OR = razão de chances; IC = intervalo de confiança; NV = nascido vivo

**Tabela 3.** Resultados da regressão logística simples e múltipla, tendo como desfecho o BPN de NV a termo\* (n = 134.635), SINASC/RS, 2003

Variável	OR Bruto (IC 95%)	OR Ajustado (IC 95%)
<b>Idade materna</b>		
20 a 34	1	1
≥ 35	1,31 (1,21 - 1,41)	1,41 (1,30 - 1,54)
< 20	1,38 (1,29 - 1,47)	1,12 (1,03 - 1,21)
<b>Paridade</b>		
1 a 2	1	1
Nulípara	1,33 (1,25 - 1,41)	1,43 (1,33 - 1,54)
≥ 3	1,51 (1,40 - 1,63)	1,21 (1,11 - 1,32)
<b>Escolaridade</b>		
12 ou mais	1	1
4 a 11	1,35 (1,24 - 1,47)	1,15 (1,05 - 1,27)
0 a 3	1,81 (1,62 - 2,02)	1,42 (1,25 - 1,62)
<b>Estado civil</b>		
Casada	1	1
Outro	1,29 (1,21 - 1,36)	1,10 (1,03 - 1,18)
<b>Ocupação</b>		
Outra	1	1
Dona de casa	1,27 (1,19 - 1,34)	1,15 (1,08 - 1,23)
<b>Consultas pré-natais</b>		
7 e mais	1	1
1 a 6	1,54 (1,46 - 1,63)	1,45 (1,36 - 1,54)
Nenhuma	2,63 (2,31 - 3,01)	2,34 (2,01 - 2,72)
<b>Tipo de parto</b>		
Vaginal	1	-
Cesáreo	0,89 (0,85 - 0,94)	-
<b>Local nascimento</b>		
Hospital	1	1
Outro	3,37 (2,56 - 4,44)	2,26 (1,64 - 3,13)
<b>Sexo</b>		
Masculino	1	1
Feminino	1,52 (1,44 - 1,61)	1,52 (1,43 - 1,61)
<b>Raça/cor</b>		
Branca	1	1
Outra	1,24 (1,15 - 1,35)	1,11 (1,02 - 1,22)
<b>Anomalias</b>		
Sem anomalia	1	1
Com anomalia	2,75 (2,24 - 2,40)	2,54 (1,99 - 3,23)

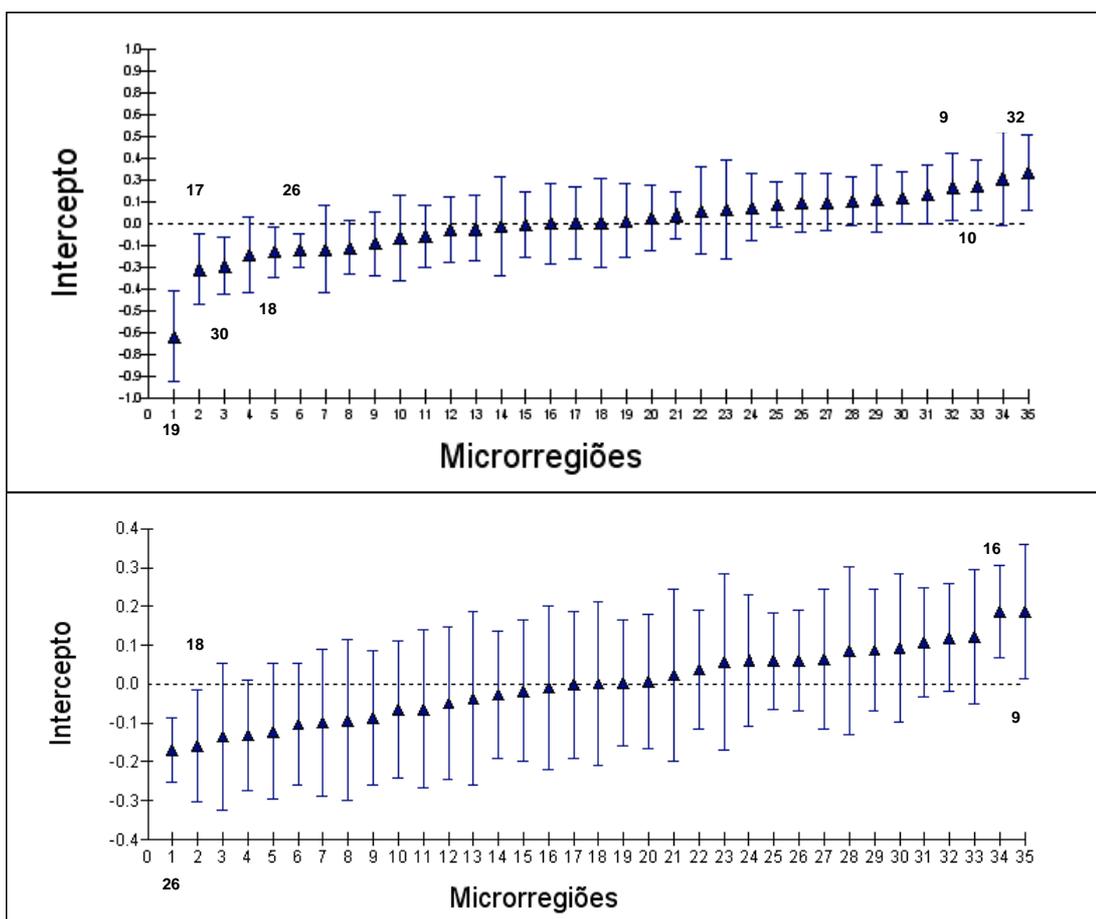
BPN = baixo peso ao nascer; NV = nascido vivo; OR = razão de chances; IC = intervalo de confiança, análise simples; p < 0,02, para as variáveis independentes significativas.

\* NV a termo (≥ 37 sem) = NV a termo (37 a 41 sem) + NV pós-termo (≥ 42 sem)

**Tabela 4.** Modelos com efeitos das covariáveis ao nível individual e contextual no risco de BPN

Variáveis	Modelo 1 - geral	Modelo 2 - geral	Modelo 3 - a termo
<b>Nível individual</b>			
Idade materna			
20 a 34	1	1	1
≥ 35	1,35 (1,26 – 1,46)	1,35 (1,26 – 1,45)	1,39 (1,28 – 1,52)
< 20	1,05 (0,98 – 1,12)*	1,05 (0,98 – 1,12)*	1,05 (0,98 – 1,12)*
Paridade			
1 a 2	1	1	1
Nulípara	1,43 (1,34 – 1,51)	1,42 (1,34 – 1,51)	1,41 (1,31 – 1,52)
≥ 3	1,20 (1,12 – 1,29)	1,20 (1,12 – 1,29)	1,21 (1,11 – 1,32)
Escolaridade			
12 ou mais	1	1	1
4 a 11	1,08 (1,00 - 1,17)*	1,09 (1,01 – 1,18)	1,14 (1,03 - 1,26)
0 a 3	1,22 (1,09 – 1,36)	1,22 (1,09 – 1,36)	1,41 (1,23 – 1,61)
Estado civil			
Casada	1	1	1
Outro	1,15 (1,08 – 1,21)	1,10 (1,04 – 1,17)	1,09 (1,01 – 1,17)
Ocupação			
Outra	1	1	1
Dona de casa	1,14 (1,07 – 1,20)	1,13 (1,07 – 1,20)	1,13 (1,06 – 1,21)
Consultas pré-natais			
7 e mais	1	1	1
1 a 6	1,57 (1,49 – 1,65)	1,57 (1,49 – 1,65)	1,46 (1,37 – 1,56)
Nenhuma	2,70 (2,38 – 3,06)	2,70 (2,39 – 3,07)	2,39 (2,05 – 2,80)
Tipo de parto			
Vaginal	1	1	-
Cesáreo	1,09 (1,03 – 1,15)	1,09 (1,03 – 1,15)	-
Local nascimento			
Hospital	1	1	1
Outro	1,70 (1,25 – 2,33)	1,71 (1,25 – 2,33)	2,16 (1,54 – 3,03)
Idade gestacional			
A termo (≥ 37)	1	1	-
Pré-termo (< 37)	35,95 (34,09 – 37,90)	35,95 (34,09 – 37,90)	-
Sexo			
Masculino	1	1	1
Feminino	1,40 (1,33 – 1,47)	1,40 (1,33 – 1,47)	1,52 (1,43 – 1,62)
Raça/cor			
Branca	-	-	1
Outra	-	-	1,14 (1,04 – 1,25)
Anomalias			
Sem anomalia	1	1	1
Com anomalia	2,25 (1,82 – 2,78)	2,24 (1,82 – 2,77)	2,61 (2,04 – 3,33)
<b>Nível de contexto</b>			
Menor urbanização**	0,82 (0,69 – 0,97)	0,70 (0,59 – 0,83)	0,73 (0,61 – 0,88)
Urbanização e estado civil	-	1,32 (1,13 – 1,54)	1,27 (1,05 – 1,54)
<b>Variância (<math>\sigma^2_{u0}</math>)</b>	0,041 (p < 0,01)	0,040 (p < 0,01)	0,017 (p = 0,017)
<b>DIC</b>	50.602,32	50.590,88	37.390,21

BPN = baixo peso ao nascer; DIC = *Deviance Information Criterion*; Modelo 1: NV, intercepto aleatório e sem interação; Modelo 2: NV, intercepto aleatório e com interação; Modelo 3: NV a termo, intercepto aleatório e com interação; \* Faixas não significativas a 0,05; \*\* Taxa de urbanização = % da população da área urbana.



**Figura 1.** Gráfico dos resíduos reduzidos ordenados para as microrregiões: (1) resíduos para o modelo 2, os NV; (2) resíduos para o modelo 3, os NV a termo

Nota: gráfico (1) abaixo da média: Restinga Seca (19), Santiago (17), Campanha Central (30), Santa Maria (18) e Porto Alegre (26); acima da média: Carazinho (9), Passo Fundo (10) e Serras do Sudeste (32); gráfico (2) abaixo da média: Porto Alegre (26) e Santa Maria (18) e acima da média: Caxias do Sul (16) e Carazinho (9).

## 7. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Considerando a revisão da literatura e os dois artigos desta tese, pode-se chegar às seguintes conclusões:

### **Conclusões:**

1. Com a revisão da literatura, foram encontrados vários estudos sobre o peso ao nascer, conduzidos tanto no Brasil como em outros países. Em geral, esses estudos procuram avaliar as associações do peso ao nascer com variáveis relacionadas à mãe e ao nascimento, estabelecendo fatores de risco, principalmente, para o baixo peso ao nascer no nível individual. Esses estudos utilizam a análise estatística clássica, não-multinível.

2. Alguns dos estudos da revisão apresentam dados com estrutura hierárquica e consideram variáveis no nível de contexto, entretanto, a análise estatística não leva em conta a hierarquia. Nesses estudos a modelagem não é multinível.

3. Foram encontrados alguns estudos sobre o peso ao nascer utilizando a modelagem multinível. A maioria foi realizada nos Estados Unidos, e nenhum no Brasil. Portanto, não existem resultados mais específicos que possam ser comparados com os deste trabalho, principalmente porque algumas variáveis utilizadas em níveis superiores de hierarquia são específicas para as localidades.

---

4. No Artigo 1 da tese, o uso dos modelos multiníveis, no estudo da evolução das proporções do baixo peso ao nascer, proporcionou melhor compreensão da variação das proporções de baixo peso ao nascer nos dois níveis de hierarquia: anos (nível 1) e microrregiões (nível 2). Os resultados apresentaram algumas diferenças importantes na estimativa dos coeficientes em relação ao modelo de medidas repetidas. No modelo multinível, os preditores da proporção de baixo peso ao nascer, no nível individual, apresentaram associação positiva com os anos, com o percentual de pré-termos, com o coeficiente de mortalidade infantil e com a taxa de cesáreas. No nível contextual, houve associação positiva com o percentual de urbanização da microrregião e com o percentual de participação (percentual da população economicamente ativa) e negativa com os investimentos em atenção básica, não sendo descartada a possibilidade de que o aumento nas PBPn provoque o aumento na quantidade de investimentos em saúde, na tentativa de sua redução. Na análise de medidas repetidas, a taxa de cesáreas não permaneceu no modelo, e também houve diferenças no valor da média das PBPn (intercepto) e de alguns coeficientes estimados entre os dois modelos. Dos 19 indicadores contextuais testados, três permaneceram tanto no modelo de medidas repetidas como no modelo multinível final: a taxa de urbanização, a taxa de participação e os investimentos em atenção básica.

5. No Artigo 2, o uso dos modelos multiníveis no estudo do baixo peso ao nascer proporcionou melhor compreensão da variação do baixo peso nos dois níveis de hierarquia, nível individual (nascidos vivos e suas mães) e nível contextual (microrregiões). Para todos os NV o modelo clássico de regressão logística múltipla e o modelo de regressão logística multinível estimaram, praticamente, os mesmos fatores de riscos, com pequenas diferenças para o nível individual, ou seja, prematuridade, nenhuma e 1 a 6 consultas pré-natais, anomalia congênita, nascimento fora do hospital, alta e baixa paridade, sexo feminino, idade materna maior de 35 anos, dona de casa, não-casada, escolaridade de 0 a 3 anos e parto cesáreo, exceto para

---

mães com escolaridade de 4 a 11 anos, sendo que a raça não foi significativa nos modelos. Na comparação entre os modelos para os NV a termo, o diferencial foi que as mães adolescentes não representaram risco para PIG no modelo multinível. O maior diferencial nos modelos multiníveis, tanto para os NV como para os NV a termo foi a consideração do intercepto aleatório entre as microrregiões e a inclusão de um preditor no nível contextual. Foram testados 18 indicadores no nível da microrregião, permanecendo nos modelos finais a taxa de urbanização além da interação entre a urbanização e o estado civil da mãe. Os resultados para a parte fixa do modelo estão de acordo com os encontrados na literatura para artigos com modelagem não-multinível.

6. Na comparação dos erros padrão estimados para os coeficientes do nível individual entre os modelos clássicos e multiníveis, no Artigo 2, não foram encontradas diferenças, principalmente porque a base de dados é grande. Mesmo assim, os modelos multiníveis permitiram uma melhor compreensão da variabilidade do BPN entre as microrregiões.

7. A metodologia de modelos multiníveis é viável e pode trazer resultados importantes quando confrontados com os dos modelos clássicos, porém exige conhecimento estatístico, uso de programas computacionais especializados e estrutura dos dados que se enquadrem, naturalmente, na forma hierárquica em dois ou mais níveis.

### **Recomendações:**

1. Este trabalho pode ser estendido para a busca de outros indicadores de contexto, do uso de regiões menores do que as microrregiões utilizadas, bem como de projetos que conduzam a estudos em áreas

---

específicas, como por exemplo, bairros, setores censitários, etc. e que possibilitem a obtenção de variáveis no nível desses grupos.

2. É recomendado que seja incluída na Declaração de Nascido Vivo a idade gestacional específica do recém-nascido, bem como informações sobre os hábitos da mãe, como o uso do fumo, álcool e drogas ilícitas durante a gestação, a fim de proporcionar melhor compreensão destes fatores do nível individual que podem levar ao BPN.

### **Conclusões finais:**

Os modelos multiníveis para a análise dos dados estruturados de forma hierárquica apresentaram vantagens, pois permitiram a obtenção de melhores estimativas dos efeitos dos fatores em estudo bem como de sua variabilidade, a avaliação das influências dos níveis de hierarquia no desfecho e também a análise das variâncias não homogêneas, explorando o seu comportamento (variância complexa).

Apesar da maior complexidade da modelagem multinível, é importante, no caso de dados estruturados de forma hierárquica, comparar os resultados da modelagem multinível e da modelagem clássica, pois a modelagem multinível pode produzir estimativas que se aproximem melhor da realidade que queremos estimar, trazendo informações no nível de contexto não contempladas nas análises usuais.

Os resultados obtidos nesta tese podem contribuir na orientação de políticas públicas de saúde, no que diz respeito aos cuidados e orientações às mulheres gestantes e não-gestantes, possibilitando a redução na ocorrência de desfechos desfavoráveis para o recém-nascido. A longo prazo, há necessidade de maior investimento na educação da mulher, evitando, com isso, a gravidez na adolescência e a alta paridade. A médio e curto prazo, é necessário maior investimento nos cuidados básicos da saúde

---

feminina, principalmente o aumento quantitativo e qualitativo do pré-natal, orientando as gestantes quanto as suas escolhas (fumo, álcool, drogas, nutrição, etc.).

## 8. ANEXOS

No Anexo A, é apresentado o Projeto de Pesquisa submetido para o ingresso no Programa de Pós-Graduação, que tomou a forma atual após as apresentações nos Seminários de Pesquisa.

No Anexo B, é apresentado o parecer da aprovação do Projeto fornecido pela Comissão de Pesquisa da Faculdade de Medicina da UFRGS.

No Anexo C, é apresentado o formulário da Declaração de Nascido Vivo do Ministério da Saúde.

No Anexo D, é apresentada a Tabela contendo os erros de registro na distribuição do peso ao nascer pela faixa de idade gestacional dos nascidos vivos, que foram eliminados do banco de dados.

No Anexo E, é apresentada a Tabela contendo a definição dos indicadores das microrregiões do RS.

E, por fim, no Anexo F, são apresentadas as curvas da modelagem da variância nos dois níveis de hierarquia (variância complexa) do modelo multinível do Artigo 1.

---

**ANEXO A**

**PROJETO DE PESQUISA**

**O PESO DE NASCIDOS VIVOS NO RIO GRANDE DO SUL, BRASIL, EM  
2003: UMA ANÁLISE ESTATÍSTICA MULTINÍVEL**

**Autor:** Anaelena Bragança de Moraes

**Orientador:** Prof. Dr. João Riboldi

**Co-orientadora:** Prof<sup>ª</sup> Dr<sup>ª</sup> Elsa Regina Justo Giugliani

---

## 1 Introdução

A porcentagem de nascidos vivos com peso ao nascer inferior a 2.500 gramas em relação ao total de nascidos vivos, segundo o Ministério da Saúde, “expressa restrição ao crescimento intra-uterino (RCI) ou prematuridade e representa importante fator de risco para a morbimortalidade neonatal e infantil”. Valores abaixo de 10% são aceitáveis internacionalmente, embora esse número esteja em torno de 6% nos países desenvolvidos. No Brasil, cerca de 8% das crianças nascidas vivas em 2002 apresentavam baixo peso ao nascer. Essa porcentagem não apresenta grandes variações entre 1994 e 2002. No Rio Grande do Sul, os valores de baixo peso nos anos de 2000, 2001 e 2002 foram 8,8%; 9,0% e 9,4%, respectivamente, ficando acima do valor médio no Brasil, que é 8,1%<sup>1</sup>.

O peso ao nascer é um importante indicador da saúde de uma população e está associado a um grande número de fatores, tal como idade gestacional, gravidez múltipla, alta paridade e doenças, como a pré-eclâmpsia. Há também evidência de que outros fatores ambientais menos conhecidos podem afetar o crescimento do feto. O baixo peso ao nascer (peso inferior a 2.500g) e a prematuridade (tempo gestacional inferior a 37 semanas) constituem-se nos principais determinantes da mortalidade perinatal, sendo que os recém-nascidos com baixo peso e com o peso deficiente (entre 2.500 e 2.999g) representam grupos vulneráveis ao impacto de condições ambientais e sociais. A variabilidade geográfica do baixo peso tem despertado grande interesse dos pesquisadores devido a sua forte associação com mortalidade infantil e morbidade e a bem conhecida associação entre privação e localidade com doença-saúde<sup>2</sup>.

Tanto o peso ao nascer como a mortalidade infantil constituem excelentes indicadores socioeconômicos, sendo que o peso ao nascer seria superior à mortalidade infantil por ser menos influenciável por intervenções médico-sanitárias específicas. Existem dois principais mecanismos que levam ao baixo peso: a prematuridade e o crescimento intra-uterino restrito, esse último também conhecido como desnutrição fetal, que ocorre quando a criança nasce com peso abaixo do valor-limite para a sua idade gestacional,

sendo que a maior parte dessas crianças é nascida a termo. Entre as principais causas de baixo peso ao nascer encontram-se as infecções, a desnutrição materna e o fumo <sup>3</sup>.

O fato das mães de uma localidade compartilharem o mesmo ambiente ou serem mais semelhantes entre si do que em relação a outras localidades, pode levar a uma maior semelhança também no desfecho de interesse. Quando isso acontece, foi violada a suposição de independência, passando a existir correlação entre as mães e os bebês (nível 1 ou unidades) na mesma localidade (nível 2 ou grupo). Esse problema é ainda mais importante quando variáveis explanatórias de níveis superiores da hierarquia são de interesse, de forma que todas as unidades de uma localidade estão expostas de forma idêntica ao fator <sup>4</sup>.

Ellen et al.<sup>5</sup>, em artigo que explora as possíveis causas através da qual a vizinhança pode afetar a saúde, consideram que usar o município como grupo é uma área geográfica muito grande para medir a significância do efeito vizinhança. Frequentemente interpretado como efeito da comunidade, municípios são maiores do que poderíamos considerar como sendo uma comunidade ou vizinhança. Contudo, certas características de um município podem ser muito relevantes para a condição de saúde como políticas para auxílio de programas sociais, disponibilidade de recursos em saúde, etc..

Os municípios se constituem em espaços politicamente definidos, onde diferentes determinantes sociais de saúde se manifestam através da capacidade da economia local de gerar riqueza, escolaridade de seus habitantes, proporção de moradias com abastecimento de água encanada e esgotamento sanitário ligado à rede geral ou fossa séptica, tamanho da população residente e grau de urbanização, medido pela proporção de residentes nas zonas rurais. Tais desigualdades sociais intermunicipais e regionais tem sido, recorrentemente, abordadas na literatura <sup>6</sup>.

A desigualdade social é definida pelas diferenças produzidas socialmente que sejam moralmente injustas. Análises de desigualdade interindividual na saúde estão sendo realizadas para o peso ao nascimento,

a maternidade na adolescência, a cobertura de pré-natal e a prevalência de partos cesárea, porque o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc) apresenta as informações sociais e de saúde individuais completas para quase a totalidade dos nascidos vivos <sup>6</sup>.

O Sinasc é um subsistema de informações de âmbito nacional, sob responsabilidade das Secretarias Estaduais e Municipais de Saúde, concebido para diminuir a subenumeração e melhorar a qualidade da informação sobre nascidos vivos. Esse sistema é alimentado pela declaração de nascido vivo (DN), documento oficial emitido pelo hospital onde ocorre o nascimento <sup>6</sup>.

Os modelos de regressão tradicionais partem do princípio de que as pessoas estudadas são independentes entre si em relação ao desfecho, sendo todas as variáveis tratadas como sendo do mesmo nível hierárquico. Ignorar o papel delas no nível macro pode levar a uma compreensão incompleta dos determinantes das doenças nos indivíduos e nas populações. As variáveis de grupo ou macro afetam os indivíduos diretamente ou forçam as escolhas feitas por cada um. Muitas variáveis medidas individualmente são fortemente condicionadas por processos sociais, operando nos níveis de grupos sociais ou sociedades. Quando os dados são estruturados em hierarquias, unidades no mesmo grupo raramente são independentes, porque compartilham de um mesmo ambiente e apresentam características semelhantes <sup>7</sup>.

A análise contextual ou multinível busca combinar a análise das características dos indivíduos com as dos grupos sociais a que pertencem. As variáveis contextuais podem ter efeitos independentes das características individuais ou modificar a maneira como tais características incidem sobre a situação de saúde <sup>8</sup>.

O desenvolvimento de modelos multiníveis tem viabilizado a análise de estudos que integrem indivíduos dentro de seus grupos ou contextos sociais, examinando os efeitos combinados tanto das variáveis individuais como das de grupos. Essa nova abordagem não tem o objetivo de substituir, mas de complementar e enriquecer o enfoque hoje dominante, indo além

das explicações individuais e biológicas. Nos modelos multiníveis, as variáveis se estruturam na população de forma hierárquica, e os dados amostrais são tratados como exemplos de múltiplos estágios dentro da estrutura hierarquizada <sup>7</sup>.

O modelo multinível (Goldstein, 1995), também chamado de modelo hierárquico (Bryk & Raudenbush, 1992), leva em consideração a estrutura de grupamento dos dados. Concretamente isso se reflete na especificação do modelo multinível, por exemplo, da seguinte forma: para o modelo de regressão clássico, o intercepto e o coeficiente de inclinação são parâmetros fixos enquanto que, para o modelo multinível, o intercepto e o coeficiente de inclinação são considerados parâmetros aleatórios, dependentes da influência do nível hierárquico mais alto <sup>9</sup>.

Levar em conta a hierarquia é importante porque não fazê-lo pode implicar na superestimação dos coeficientes do modelo, misturando os efeitos dos níveis e estimando variâncias incorretas <sup>4</sup>.

Em recente revisão da literatura foram encontrados alguns estudos multiníveis com desfecho sobre recém-nascidos entre eles o artigo de Catalán e Galindo <sup>10</sup> resultante de uma busca bibliográfica de artigos com uma metodologia multinível no *Medline*, publicados entre 1995 e 2001. Nessa busca, os autores selecionaram 3 artigos com o desfecho peso ao nascer: Jarvelin et al.<sup>2</sup>, 1997, O'Campo et al.<sup>11</sup> 1997 e Gorman <sup>12</sup>, 1999. Com esse trabalho, os autores concluíram que o uso dos modelos multiníveis em diferentes áreas ou especialidades da saúde tem aumentado com os anos, porém ainda não se considera esta uma técnica de uso habitual.

O estudo do peso ao nascer como uma variável quantitativa contínua é menos freqüente do que o baixo peso como variável quantitativa dicotômica. No estudo de Jarvelin et al.<sup>2</sup>, foi utilizado um modelo multinível de variabilidade espacial na determinação do peso ao nascer como variável contínua, usando dados ao nível individual e ecológico em uma coorte de nascidos no norte da Finlândia, em 1986. Esse estudo considerou três grandes áreas compreendendo 74 localidades, com uma população de

9.216 nascidos vivos de gestação única. O objetivo do trabalho foi examinar quanto da variabilidade no peso era explicada por características maternas e por fatores ecológicos. O modelo de regressão múltipla multinível mostrou que, após ajuste para os determinantes individuais do peso ao nascer, parte da variação residual pode ser explicada pelo parâmetro econômico que media a riqueza da localidade pela capacidade financeira do local. A média de peso ao nascer das crianças na área mais privilegiada foi, significativamente, maior do que na mais pobre, sendo o seu valor médio inferior na área mais desprivilegiada. Essas diferenças persistiram no modelo multinível, mas foram reduzidas, sendo a maior média de peso relacionada à capacidade financeira média e não a superior, como seria esperado. Os autores concluíram que há necessidade de explorar melhor a influência dos fatores sociais e econômicos no peso ao nascer, sugerindo que importantes determinantes sociais e ambientais do peso ao nascer devam ainda ser identificados.

No estudo de O'Campo et al.<sup>11</sup>, os autores utilizaram informações do risco social ao nível do setor censitário, *linkadas* aos registros do certificado de nascimento de Baltimore no período de 1985 a 1989. Os fatores no nível individual foram: educação e idade materna, seguro médico assistencial e o trimestre do início do cuidado pré-natal. As variáveis no nível macro ou do setor censitário foram escolhidas para representarem características da vizinhança, incluindo indicadores socioeconômicos e características físicas e sociais como: residência própria e taxa de crimes. Utilizando a metodologia multinível, os autores encontraram que o desamparo e o sofrimento agem cumulativamente, ameaçando a saúde reprodutiva. O particular aumento exorbitante de baixo peso ao nascer com o aumento da idade materna para mulheres negras é explicado pela alta prevalência de privação destas na população. Todos os fatores de risco no nível individual, para baixo peso ao nascer, mostraram interações com variáveis em nível macro, isto é, se comportaram de maneira diferente, dependendo das características da vizinhança da residência. As variáveis no nível macro modificaram a associação entre os fatores no nível individual e o risco de baixo peso.

---

Gorman<sup>12</sup> utilizou um modelo multinível para examinar a influência do município e características ao nível individual no risco de baixo peso para recém nascidos brancos, negros, mexicanos, cubanos e porto-riquenhos nos Estados Unidos. Os resultados mostraram que, diferenças raciais e étnicas, no baixo peso ao nascer, não são somente o resultado de características da mãe no nível individual, mas também uma função das características do município onde as mães residem.

Pearl et al.<sup>13</sup> e Rauh et al.<sup>14</sup> examinaram o papel do contexto da vizinhança ou comunidade do baixo peso ao nascer utilizando modelos multiníveis.

Vários estudos consideram a avaliação do peso ao nascer relacionado ao acompanhamento pré-natal das gestantes, entre eles Heck et al.<sup>15</sup>, que realizaram um estudo utilizando a regressão logística multinível para modelar a influência de serviços de cuidados de saúde da comunidade em recém-nascidos pequenos para a idade gestacional (PIG), ajustados para fatores maternos e comunitários. Os autores não encontraram associação entre PIG e os serviços comunitários, sendo que a residência materna próxima de serviços pré-natal não apresentou associação com PIG.

O estudo de Rich-Edwards et al.<sup>16</sup> usou o modelo não-linear hierárquico (regressão logística multinível) para estimar o *odds ratio* (OR) para baixo peso e muito baixo peso ao nascer, para várias covariáveis. Os nascidos (nível individual) foram considerados nos grupos (nível macro), conforme o local de moradia e vizinhança, sendo que o risco de baixo peso aumentou, mais rapidamente, com a idade materna para mulheres desamparadas, independente da raça.

Buka et al.<sup>17</sup> realizaram um trabalho utilizando quatro modelos lineares hierárquicos, comparando mães brancas e mães afro-americanas de recém-nascidos entre 1994 e 1996, em Chicago. Os resultados sustentam a hipótese de que fatores no nível da vizinhança estão, significativamente, associados com o peso de recém-nascidos.

Em relação ao uso de variáveis ao nível da vizinhança, Morenoff<sup>18</sup> mostra que os mecanismos relacionados ao *stress* e adaptação (crimes

violentos, trocas mútuas e participações em associações de voluntários na localidade) são os preditores mais robustos para baixo peso ao nível da vizinhança.

Em trabalho recente de revisão da literatura realizado por Rajaratan et al.<sup>19</sup>, todos os 5 artigos com desfecho peso ao nascer selecionados incluíam como variável de contexto uma medida de renda ou de riqueza da localidade, entre outras variáveis.

Na revisão da literatura realizada, a maioria dos estudos tem modelado desfechos de recém-nascidos, usando variáveis explanatórias em um único nível ou individual. Considerando o peso ao nascer como desfecho contínuo e o baixo peso como desfecho binário utilizando modelos multiníveis, esses foram os artigos mais relevantes encontrados, sendo que não foi identificado nenhum trabalho multinível com desfecho de peso ao nascer com dados de crianças nascidas no Brasil.

O objetivo deste trabalho é modelar peso ao nascer de crianças nascidas vivas no estado do Rio Grande do Sul, no ano de 2003, utilizando como variáveis explicativas as características dos nascidos vivos e de suas mães no nível individual e as características relacionadas ao município de moradia da mãe no nível de contexto, utilizando a Metodologia de Modelos Multiníveis.

## **2 Justificativa**

Este estudo se justifica pela inexistência de um trabalho que leve em conta a estrutura hierárquica dos dados da população do RS. A utilização da modelagem multinível permite identificar as associações entre as variáveis explicativas e o peso ao nascer nos níveis do recém-nascido e de sua mãe e no nível do município onde estes residem. Decompondo a variância dos erros, segundo os níveis hierárquicos, permitirá uma melhor compreensão e/ou explicação do processo que está sendo modelado. Utilizando a modelagem multinível, considera-se a correlação existente entre os recém-nascidos dentro dos municípios (intragrupo), o que não seria contemplado utilizando-se os modelos clássicos de regressão.

---

### **3 Objetivos**

#### **Objetivo geral**

O objetivo deste trabalho é modelar a variável desfecho, peso ao nascer, de crianças nascidas vivas no estado do Rio Grande do Sul (RS), no ano de 2003, utilizando como variáveis explicativas as características dos nascidos vivos e de suas mães no nível individual e as características relacionadas ao município de moradia da mãe no nível ecológico ou de contexto, utilizando a Metodologia de Modelos Multiníveis.

#### **Objetivos específicos**

a) Investigar as características que atuam na diferenciação entre os pesos dos nascidos vivos, considerando um modelo com dois níveis de hierarquia: nascidos vivos (nível 1) e municípios (nível 2), considerando o peso como desfecho contínuo na modelagem multinível;

b) Investigar as características que atuam na diferenciação do baixo peso dos nascidos vivos, considerando um modelo com dois níveis de hierarquia: nascidos vivos (nível 1) e municípios (nível 2), considerando o baixo peso como desfecho binário na modelagem multinível.

### **4 Material e Métodos**

#### **Delineamento**

Este é um estudo transversal populacional, sendo utilizadas as informações das Declarações de Nascido Vivo (DN) que constam no Sistema de Nascidos Vivos (Sinasc) do RS, no ano de 2003, obtidas no DATASUS.

#### **População**

A população do estudo será composta pelos 149.165 nascidos vivos no RS, no ano de 2003, classificados segundo os 496 municípios de moradia da mãe.

#### **Critérios de inclusão**

---

Serão incluídos no estudo os nascidos vivos cuja mãe residia no estado do RS no momento do registro da DN.

### **Critérios de exclusão**

Serão excluídos os nascidos vivos de gestação múltipla e os que possuírem dados faltantes das principais variáveis de interesse para a análise, tais como: peso ao nascer, idade gestacional, endereço da mãe, que podem produzir interferências relevantes na modelagem.

### **Características da mãe e do nascido vivo no nível individual**

Variável dependente (modelo 1) = peso ao nascer;

Variável dependente (modelo 2) = baixo peso ao nascer (peso < 2.500g;  
peso ≥ 2.500 g)

Variáveis independentes ou explicativas (categóricas ou contínuas):

- § Local de ocorrência do nascimento/parto: hospital, outros estabelecimentos de saúde, domicílio, outros, ignorado;
  - § Idade (anos);
  - § Estado civil: solteira, casada, viúva, separada judicialmente, união consensual, ignorado;
  - § Escolaridade (em anos de estudo concluídos): nenhuma, de 1 a 3, de 4 a 7, de 8 a 11, 12 e mais, ignorado;
  - § Número de filhos tidos em gestações anteriores: nascidos vivos, nascidos mortos;
  - § Município: lugar de residência da mãe;
  - § Duração da gestação (semanas): menos de 22, de 22 a 27, de 28 a 31, de 32 a 36, de 37 a 41, 42 e mais, ignorado;
  - § Tipo de parto: vaginal, cesáreo e ignorado;
  - § Número de consultas de pré-natal: nenhuma, de 1 a 3, de 4 a 6, 7 e mais, ignorado;
  - § Raça: branca, preta, amarela, parda, indígena;
  - § Sexo: masculino, feminino, ignorado;
-

- § Detectada alguma malformação congênita e/ou anomalia cromossômica: sim, não, ignorado, qual?

### **Características do município - nível contextual**

A maioria dos indicadores vem sendo produzida com dados da Secretaria Estadual de Saúde, da Fundação de Economia e Estatística do Rio Grande do Sul Siegfried Emanuel Heuser (FEE), da Fundação IBGE e do Datasus do Ministério da Saúde<sup>6</sup>. Alguns destes dados serão utilizados como variáveis contextuais neste estudo, para o ano de 2003 ou do censo de 2000.

Algumas variáveis ecológicas ou contextuais a nível do município a serem avaliadas para inclusão no modelo:

- § Renda média;
- § *Status* sócioeconômico, representado pelo nível de educação = % da população  $\geq$  25 anos e 12 anos de educação completa<sup>21</sup>; indicador de desigualdades socioeconômicas<sup>6</sup>;
- § Proporção de pobres = % da população residente com renda familiar mensal *per capita* de até meio salário mínimo, em determinado espaço geográfico, no ano considerado<sup>20</sup>;
- § Taxa de desemprego = % da população residente economicamente ativa que se encontra sem trabalho na semana de referência, em determinado espaço geográfico, no ano considerado<sup>20</sup>;
- § Cuidados primários em saúde = número de estabelecimentos de saúde / 10.000 pessoas na população)<sup>21</sup>;
- § Cobertura de PSF;
- § Gastos com saúde: a definir qual o indicador mais apropriado;
- § Proporção de gestantes com acompanhamento pré-natal = % de gestantes com seis e mais consultas de acompanhamento pré-natal, na população residente em determinado espaço geográfico, no ano considerado;
- § Proporção de cesáreas no município;
- § Taxa de fecundidade;

- § Cobertura de redes de abastecimento de água = % da população residente servida por rede geral de abastecimento, com ou sem canalização domiciliar, em determinado espaço geográfico, no ano considerado<sup>20</sup>;
- § Cobertura de esgotamento sanitário = % da população residente que dispõe de escoadouro de dejetos através de ligação do domicílio à rede coletora ou fossa séptica, em determinado espaço geográfico, no ano considerado<sup>20</sup>;
- § Grau de urbanização;
- § Mortalidade infantil;
- § Taxa de mortalidade por causas externas = Número de óbitos por causas externas (acidentes e violências) por 100 mil habitantes na população residente em determinado espaço geográfico, no ano considerado<sup>18</sup>;
- § Proporção de internações hospitalares (SUS) por causas externas = Distribuição percentual das internações hospitalares pagas pelo SUS por grupo de causas externas na população residente em determinado espaço geográfico, no ano considerado<sup>18</sup>.

Pretende-se escolher uma variável para representar cada aspecto de desigualdade social e econômica do município, dentre as mencionadas. Esta escolha dependerá da disponibilidade das informações para todos os municípios, bem como do comportamento da mesma na análise estatística.

### **Análise estatística**

Os nascidos vivos serão as unidades do nível 1 que irão formar os grupos, ou seja, os municípios que serão as unidades do nível 2.

Será adotado um modelo linear hierárquico com dois níveis para identificar preditores do peso ao nascer, levando em conta a variação entre os nascidos vivos, bem como a variação entre os municípios, porque

algumas das potenciais variáveis preditoras são do nível individual e outras do nível ecológico<sup>22</sup>.

Interessa-nos saber se existe variabilidade entre os municípios, independentes de sua identificação e, posteriormente, se existir variação, tentar identificar a fonte de variação através de características destes municípios<sup>4</sup>.

O efeito do município de moradia será um efeito aleatório, cuja vantagem é a economia no número de parâmetros no modelo.

As variáveis contextuais serão testadas uma a uma no modelo multinível para a verificação de sua significância, sem variáveis no nível individual. Posteriormente, as que forem significativas retornarão ao modelo para serem testadas junto com as variáveis em nível individual. O objetivo desta estratégia de análise é não tornar o modelo hiper-parametrizado na avaliação inicial da importância das variáveis em nível de contexto na explicação do desfecho.

No nível de contexto, como no nível individual, serão avaliadas as correlações entre as variáveis explanatórias, evitando a inclusão de informação redundante para o modelo.

De acordo com os objetivos deste projeto, deverão ser construídos dois modelos multiníveis: o modelo 1 com desfecho contínuo e o modelo 2 com desfecho dicotômico, produzindo diferentes modelos multiníveis: o primeiro linear e o segundo não-linear.

Serão avaliados modelos para a predição do peso e do baixo peso ao nascer, diferenciados em função da idade gestacional: pré-termo e a termo.

### **Modelo 1 – Desfecho contínuo**

Ajuste de um modelo linear hierárquico com dois níveis para identificar os preditores do peso ao nascer de crianças nascidas vivas, levando em conta a variação entre os nascidos vivos (indivíduos = nível 1) e entre os municípios (grupos = nível 2). Neste estudo, a variável peso ao nascer será considerada em escala quantitativa contínua e aproximadamente normal. Serão utilizadas as informações sobre os

---

nascidos vivos nos municípios do RS, no ano de 2003. Na análise de regressão linear múltipla multinível, serão utilizados os programas computacionais SAS e MlwiN.

Considerando o peso ao nascer  $y_{ij}$  como resposta linear para o  $i$ -ésimo nascido vivo no  $j$ -ésimo município, o modelo poderá ser escrito como:

$$y_{ij} = a + b_1 x_{1ij} + b_2 x_{2ij} + \dots + b_p x_{pij} + g w_j + (e_j + e_{ij})$$

onde:  $\alpha$  representa o termo constante,  $\beta_1, \dots, \beta_p$  representam os coeficientes de regressão das variáveis preditoras no nível individual,  $x_1, \dots, x_p$ ,  $\gamma$  representa o coeficiente de regressão da variável  $w$  no nível do município,  $e_{ij}$  representa os resíduos ao nível individual com  $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ , e  $e_j$  é um resíduo que varia, aleatoriamente, entre os municípios (nível 2) com  $e_j \sim N(0, \sigma_c^2)$ .

As variâncias  $\sigma^2$  e  $\sigma_c^2$  serão estimadas separadamente. Parte da variância residual entre os municípios poderá ser explicada pelas variáveis preditoras ao nível do município (contexto), do mesmo modo, parte da variância residual entre os indivíduos poderá ser explicada pelas variáveis preditoras no nível individual <sup>1</sup>.

## **Modelo 2 – Desfecho binário**

Ajuste de um modelo linear hierárquico generalizado com dois níveis para identificar preditores do baixo peso ao nascer (peso inferior a 2.500g) de crianças nascidas vivas, levando em conta a variação entre os nascidos vivos (indivíduos = nível 1) e entre os municípios (grupos = nível 2). Neste estudo, a variável baixo peso ao nascer será dicotômica ou binária, tendo distribuição binomial. Serão utilizadas as informações sobre os nascidos vivos no RS, no ano de 2003. Na análise de regressão logística multinível serão utilizados os programas computacionais SAS e MlwiN.

Considerando o peso ao nascer  $y_{ij}$  como resposta não-linear para o  $i$ -ésimo nascido vivo no  $j$ -ésimo município, o modelo poderá ser escrito como:

$$y_{ij} = p_{ij} + e_{0ij} \cdot x_0$$

$$y_{ij} \approx \text{Binomial}(1, p_{ij})$$

$$\text{var}(e_{0ij}) = p_{ij} / (1 - p_{ij})$$

modelando

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = \text{logit}(p) = a + bX + u_{1j} \text{ é uma função linear das variáveis}$$

preditoras (X).

$u_{1j} \approx N(0, \Omega_u)$  é o efeito aleatório ao nível do município.

$$\text{Os coeficientes são: } a = \log\left(\frac{p_0}{1-p_0}\right); \quad b = \log\left(\frac{p_1(1-p_0)}{p_0(1-p_2)}\right)$$

onde  $\alpha$  e  $\beta$  são os interceptos, e a inclinação para a variável X ao nível do município com respeito ao desfecho e  $\exp(\beta)$  é a razão de *odds* ou razão de chances.

Uma parte da variabilidade do modelo é binomial, e outra parte é normal<sup>4,22</sup>.

### Aspectos éticos

Esta pesquisa utiliza, como fonte de informações, registros de dados secundários provenientes da Declaração de Nascidos Vivos, dos sistemas de informações SINASC. Portanto, o uso de Termo de Consentimento Informado não se aplica nesta situação<sup>23</sup>.

Os participantes deste projeto requerem a dispensa deste termo ao Comitê de Ética.

## 5 Cronograma

ATIVIDADE	PERÍODO
Revisão da literatura	Março/2005 a Março/2006
Apresentação do ante-projeto	Julho/2005
Revisão do ante-projeto e apresentação do projeto	Agosto a Novembro /2005
Preparação do banco de dados	Dezembro/2005 a Janeiro/2006
Análise estatística dos dados e interpretação dos resultados	Janeiro a Junho/2006
Elaboração dos artigos e da tese	Abril a Setembro/2006
Encaminhamento da tese ao PPGE	Outubro/2006
Apresentação preliminar da tese	Novembro/2006
Defesa da tese	Dezembro/2006

## 6 Local de origem

Esta pesquisa está vinculada ao Programa de Pós-graduação em Epidemiologia (Curso de Doutorado) da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

## 7 Local da pesquisa

Este projeto será desenvolvido nas dependências do Departamento de Estatística da UFSM (sala 1205 – CCNE) e no Departamento de Estatística da UFRGS, os quais dispõem dos recursos necessários para a sua realização, de espaço físico, programas computacionais, computadores e impressoras.

## 8 Orçamento

### Material permanente

Serão utilizados os equipamentos disponíveis nos Departamentos de Estatística da UFSM e da UFRGS.

### Material de Consumo

10 CD para gravação:	R\$ 15,00
15 pacotes folha A4:	R\$ 105,00
3 cartuchos para impressora:	R\$ 240,00
2 caixas de disquetes:	R\$ 20,00
canetas, lápis, borracha	R\$ 20,00
programa computacional MlwiN	R\$ 1.500,00
fotocópias	R\$ 150,00
material bibliográfico	R\$ 400,00
<b>Total:</b>	<b>R\$ 2.450,00</b>

## 9 Fontes de Financiamento

Este projeto não dispõe de recursos financeiros para a sua execução. Qualquer despesa que porventura ocorra ficará por conta dos pesquisadores.

## 10 Referências Bibliográficas

1. Mendonça R. Em direção às metas de desenvolvimento do milênio: uma análise regional. 2005. Disponível em: <http://www.uff.br/econ> (acessado em: 21/novembro/2005).
  2. Jarvelin M R, Elliott P, Kleinschmidt I, Martuzzi M, Grundy C, Hartikainen AL et al. Ecological and individual predictors of birthweight in a northern Finland birth cohort 1986. Paediatr Perinat Epidemiol 1997; 11:298-312.
  3. Victora CG, Grassi PR, Schmidt AM. Situação de saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980-1992: tendências temporais e distribuição espacial. Rev Saúde Pública 1994; 28:23-32.
  4. Barros AJD. Modelos multinível: primeiros passos. Disponível em: <http://www.pjeventos.com.br/epi2002/Index2.htm> (acessado em: 07/maio/2002).
  5. Ellen IG, Mijanovich t, Dillman KN. Neighborhood effects on health: Exploring the links and assessing the evidence. J Urban Affairs 2001; 23:391-408.
  6. Drachler ML, Côrtes SMV, Castro JD, Leite JCC. Proposta de metodologia para selecionar indicadores de desigualdade em saúde visando definir prioridades de políticas públicas no Brasil. Ciênc Saúde Coletiva 2003; 8:461-70.
  7. Mendonça, GAS. Tendências da investigação epidemiológica em doenças crônicas. Cad Saúde Pública 2001; 17:697-703.
-

8. Diez-roux AV. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *Am J Public Health* 1998; 88:216-22.
  9. Soares TM, Mendonça MCM. Construção de um modelo de regressão hierárquico para os dados do SIMAVE-2000. *Pesqui Oper* 2003; 23:421-41.
  10. Catalán-Reyes MJ, Galindo-Villardón MP. Utilización de los modelos multinivel en investigación sanitaria. *Gac Sanit* 2003; 17:35-52.
  11. O'Campo P, Xue X, Wang MC, Caughy MOB. Neighborhood risk factors for low birthweight in Baltimore: A multilevel analysis. *Am Public Health Association* 1997; 87:1113-18.
  12. Gorman BK. Racial and ethnic variation in low birthweight in the United States: individual and contextual determinants. *Health Place* 1999; 5:195-207.
  13. Pearl M, Braveman P, Abrams B. The relationship of neighborhood socioeconomic characteristics to birthweight among 5 ethnic groups in California. *Am J Public Health* 2001; 91:1808-14.
  14. Rauh VA, Andrews HF, Garfinkel RS. The contribution of maternal age to racial disparities in birthweight: A multilevel perspective. *Am J Public Health* 2001; 91:1815-24.
  15. Heck KE, Schoendorf KC, Chavez GF. The influence of proximity of prenatal services on small-for-gestational-age birth. *J Community Health* 2002; 27:15-31.
  16. Rich-Edwards JW, Buka SL, Brennan RT, Earls F. Diverging associations of maternal age with low birthweight for black and white mothers. *Int J Epidemiol* 2003;32:83-90.
  17. Buka SL, Brennan RT, Rich-Edwards JW, Raudenbush SW, Earls F. Neighborhood support and the birth weight of urban infants. *Am J Epidemiol* 2003; 157:1-8.
  18. Morenoff JD. Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birthweight. *AJS* 2003; 108:976-1017.
  19. Rajaratnam JK, Burke JG, O'Campo P. Maternal and child health and neighborhood context: The selection and construction of area-level variables. *Health Place* 2006; 12:547-56.
-

20. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: [http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia\\_impresao.php?id\\_noticia=266](http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_impresao.php?id_noticia=266) (acessado em: 10/maio/2005).

21. Shi L, Macinko J, Starfield B, Xu J, Regan J, Politzer R et al. Primary care, infant mortality, and low birth weight in the states of the USA. *J Epidemiol Community Health* 2004; 58:374-380.

22. Goldstein H. *Multilevel statistical models*. London: Edward Arnold, 1995.

23. Bioética – Termo de Consentimento Informado (dispensa de utilização). Disponível em: <http://www.bioetica.ufrgs.br/conspesq.htm> (acessado em: 7/maio/2005).

## 11 Outras referências bibliográficas

Ahern J, Pickett KE, Selvin S, Abrams B. Preterm birth among African American and white women: a multilevel analysis of socioeconomic characteristics and cigarette smoking. *J Epidemiol Community Health* 2003;57:606-11.

Almeida LEA, Barbieri MA, Gomes UA, Reis PM, Chiaratti TM, Vasconcelos V et al. Peso ao nascer, classe social e mortalidade infantil em Ribeirão Preto, São Paulo. *Cad Saúde Pública* 1992; 8:190-8.

Almeida MF, Mello Jorge MHP. Pequenos para idade gestacional: fator de risco para mortalidade neonatal. *Rev. Saúde Pública* 1998; 32:217-24.

Avchen RN, Scott KG, Mason CA. Birth weight and school-age disabilities: A population-based study. *Am J Epidemiol* 2001; 154:895-901.

Barnett S, Roderick P, Martin D, Diamond I, Wrigley H. Interrelations between three proxies of health care need at the small area level: an urban/rural comparison. *J Epidemiol Community Health* 2002; 56:754-70.

Boardman JD, Hummer RA, Padilla Y, Powers D. Low birth weight, social factors, and developmental outcomes among children in the United States. *Demography* 2002; 39:353-68.

Buekens P, Notzon F, Kotelchuck M, Wilcox AI. Why do Mexican Americans give birth to few low-birth-weight infants? *Am J Epidemiol* 2000; 152:347-51.

Carniel EF, Antonio MARGM, Mota MRML, Morcillo AM, Zanolli ML. A “Declaração de Nascido Vivo” como orientadora de ações de saúde em nível local. *Rev Bras Saúde Matern Infan* 2003; 3:165-74.

Carvalho M, Gomes MASM. Mortality of very low birth weight preterm infants in Brazil: reality and challenges. *J Pediatr (Rio J)* 2005; 81:111-18.

Carvalho MS, Santos RS. Análise de dados espaciais em saúde pública: métodos, problemas, perspectivas. *Cad Saúde Pública* 2005; 21:361-78.

Diez-Roux AV. Invented commentary: Places, people and health. *Am J Epidemiol* 2002; 155:516-19.

Diez-Roux AV. Investigating neighborhood and area effects on health. *Am J Public Health* 2001;91:1783-9.

Diez-Roux AV. Glosario de análisis multinivel: Parte II e Parte III. *Boletín Epidemiol*; 2003.

D'Orsi E, Carvalho MS. Perfil de nascimentos no Município do Rio de Janeiro: uma análise espacial. *Cad Saúde Pública* 1998; 14:367-79.

English PB, Kharrazi M, Davies S, Scalf R, Waller L, Neutra R. Changes in the spatial pattern of low birth weight in a southern California county: the role of individual and neighborhood level factors. *Soc Sci Med* 2003; 56:2073-88.

Gama SGN, Szwarcwald CL, Leal MC. Experiência de gravidez na adolescência, fatores associados e resultados perinatais entre puérperas de baixa renda. *Cad Saúde Pública* 2002; 18:153-61.

Gama SGN, Szwarcwald CL, Sabroza AR, Branco CV, Leal MC. Fatores associados à assistência pré-natal precária em uma amostra de puérperas adolescentes em maternidades do município do Rio de Janeiro, 1999-2000. *Cad Saúde Pública* 2004; 20:101-11.

Gianini NM, Vieira AA, Moreira MEL. Avaliação dos fatores associados ao estado nutricional na idade corrigida de termo em recém-nascidos de muito baixo peso. *J Pediatr (Rio J)* 2005; 81:34-40.

Giglio MRP, Lamounier JA, Morais Neto OL, César CC. Baixo peso ao nascer em coorte de recém-nascidos em Goiânia-Brasil no ano de 2000. *Rev Bras Ginecol Obstet* 2005; 27:130-6.

Greenland S. Ecologic versus individual-level sources of bias in ecologic estimates of contextual health effects. *Int J Epidemiol* 2001; 30:1343-50.

Greenland S. A review of multilevel theory for ecologic analyses. *Statist Med* 2002; 21:389-95.

Hox, JJ. Applied multilevel analysis. Amsterdam: TT-Publikaties, 1995.

---

Jefferis BJMH, Power C, Hertzman C. Birth weight, childhood socioeconomic environment, and cognitive development in the 1958 British birth cohort study. *British Med J* 2002; 325:305-10.

Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Soobader M-J, Subramanian SV, Carson R. Choosing area based socioeconomic measures to monitor social inequalities in low birth weight and childhood lead poisoning: The public health disparities geocoding project (US). *J Epidemiol Community Health* 2003; 57:186-99.

Leyland AH, Groenewegen PP. Multilevel modelling and public health policy. *Scand J Public Health* 2003; 31:267-74.

Lima GSP, Sampaio HAC. Influência de fatores obstétricos, socioeconômicos e nutricionais da gestante sobre o peso do recém-nascido: estudo realizado em uma maternidade em Teresina, Piauí. *Rev Bras Saúde Matern Infant* 2004; 4:253-61.

Jorge MHPM, Gotlieb SLD, Andrade SM. Análise dos registros de nascimentos vivos em localidade urbana no Sul do Brasil. *J Public Health* 1997; 31:78-89.

Merlo, J. et al. A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: linking the statistical concept of clustering to the idea of contextual phenomenon. *J Epidemiol Community Health* 2005; 59:443-9.

Moraes MS, Kujumjian FG, Chiaravalloti Neto F, Lopes JCC. Avaliação da assistência às gestantes: o caso do município de São José do Rio Preto, São Paulo, Brasil. *Rev Bras Saúde Matern Infant* 2004; 4:375-84.

Nascimento LFC. Estudo transversal sobre fatores associados ao baixo peso ao nascer a partir de informações obtidas em sala de vacinação. *Rev Bras Saúde Matern Infant* 2003; 3:37-42.

O'Campo P. Invited Commentary: Advancing theory and methods for multilevel models of residential neighborhoods and health. *Am J Epidemiol* 2003; 157:9-17.

Pellegrini Filho, A. Pesquisa em saúde, política de saúde equidade na América Latina. *Ciênc Saúde Coletiva* 2004; 9:339-50.

Pickett KE, Pearl M. Multilevel analysis of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. (Statistical Data Included). *J Epidemiol Community Health* 2001; 55:111-35.

---

Reader S. Detecting and analyzing clusters of low-birth weight incidence using exploratory spatial data analysis. *GeoJournal* 2001; 53:149-59.

Rodrigues CS, Magalhães Júnior HM, Evangelista PA, Ladeira RM, Laudares S. Perfil dos nascidos vivos no Município de Belo Horizonte, 1992-1994. *Cad. Saúde Pública* 1997; 13:53-7.

Sampson RJ. The neighborhood context of well-being. *Perspectives Biology Med* 2003; 46:53-64.

Santos IS, Victora CG. Serviços de Saúde: epidemiologia, pesquisa e avaliação. *Cad Saúde Pública* 2004; 20:337-41.

Sastry N. Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil. *Demography* 1996; 33:211-29.

Sastry N, Hussey JM. An investigation of racial and ethnic disparities in birth weight in Chicago neighborhoods. *Demography* 2003; 40:701-25.

Serruya SJ, Lago TG, Cecatti JG. Avaliação preliminar do programa de humanização no pré-natal e nascimento no Brasil. *Rev Bras Ginecol Obstetr* 2004; 26:517-25.

Silva AAM, Bettiol H, Barbieri MA, Ribeiro VS, Aragão VMF, Brito LGO et al. Mortalidade infantil e baixo peso ao nascer em cidades do Nordeste e Sudeste, Brasil. *Rev Saúde Pública* 2003; 37:693-8.

Silva AAM, Bettiol H, Barbieri MA, Pereira MM, Brito LGO, Ribeiro VS et al. Why are the birthweight rates in Brazil higher in richer than in poorer municipalities? Exploring the epidemiological paradox of low birthweight. *Paediatr Perinat Epidemiol* 2005; 19:43-9.

Velasco VIP. Estudo epidemiológico das gestantes adolescentes de Niterói. (Mestrado) Fundação Osvaldo Cruz, Escola Nacional de Saúde Pública; 1998, 114p.

Viacava F. Informações em saúde: a importância dos inquéritos populacionais. *Ciênc Saúde Coletiva* 2002; 7:607-21.

Vidal AS, Arruda BKG, Vanderlei LC, Frias PG. Avaliação da série histórica dos nascidos vivos em unidade terciária de Pernambuco – 1991 a 2000. *Rev Assoc Méd Bras* 2005; 51:17-22.

**ANEXO B**

**PARECER DE APROVAÇÃO DA COMISSÃO DE PESQUISA**

---





**ANEXO C**

**DECLARAÇÃO DE NASCIDO VIVO**  
**MINISTÉRIO DA SAÚDE**

---

**TABELA 1 – Declaração de Nascido Vivo (DN)**

Estrutura de Dados SINASC

**ESTRUTURA DO SINASC PARA O CD-ROM**

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

Os campos dos arquivos são os seguintes:

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

## Estrutura de Dados SINASC

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

## **ANEXO D**

### **IDENTIFICAÇÃO DOS ERROS DE REGISTRO NA DISTRIBUIÇÃO DO PESO AO NASCER PELA IDADE GESTACIONAL DOS NASCIDOS VIVOS**

**TABELA 2** - Distribuição do peso ao nascer pela idade gestacional dos nascidos vivos, SINASC/RS, 2003

Peso(g)	< 22	22 a 27	28 a 31	32 a 36	37 a 41	42 e mais	<b>Erros</b>
<b>&lt; 500</b>	<b>24</b>	<b>24</b>	<b>5</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>53</b>
500 a 999	<b>16</b>	371	161	26	<b>3</b>	<b>0</b>	<b>19</b>
1000 a 1499	<b>1</b>	127	517	413	<b>38</b>	<b>2</b>	<b>41</b>
1500 a 1999	<b>0</b>	<b>13</b>	337	1539	278	2	<b>13</b>
2000 a 2499	<b>0</b>	<b>2</b>	55	3066	5296	24	<b>2</b>
2500 a 2999	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>18</b>	2893	32490	284	<b>18</b>
3000 a 3499	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>7</b>	1136	58471	604	<b>8</b>
3500 a 3999	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>6</b>	186	29852	453	<b>6</b>
> 4000	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>2</b>	25	6696	185	<b>2</b>
Total	<b>41</b>	498	1070	9284	133083	1552	-
<b>Erros</b>	<b>41</b>	<b>40</b>	<b>38</b>	<b>0</b>	<b>41</b>	<b>2</b>	<b>162</b>

Nota: Identificação dos erros de registro em negrito na Tabela

## **ANEXO E**

### **DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS DE CONTEXTO DAS MICRORREGIÕES DO RS**

**TABELA 3 - Definição das variáveis de contexto das microrregiões do RS**

<b>Variáveis de contexto</b>	<b>Ano do indicador</b>	<b>Definição</b>
Taxa de urbanização (%)	2000, 2003, 2004	percentagem da população da área urbana em relação à população total
Taxa de analfabetismo (%)	2000	percentagem na população de pessoas com 15 anos ou mais de idade, incapazes de ler ou escrever um bilhete simples
Média de anos de estudo	2000	razão entre o somatório do nº de anos de estudo completados pelas pessoas que tem 25 anos ou mais de idade e o nº de pessoas nessa faixa etária
PIB <i>per capita</i>	2003	Produto Interno Bruto a preço de mercado dividido pela população
Taxa de pobreza (%)	2000	percentagem da população com renda domiciliar per capita inferior a meio salário mínimo
Densidade por domicílio (%)	2000	percentagem de pessoas que vivem em domicílios com densidade superior a 2, dada pela razão entre o total de moradores do domicílio e o nº total de cômodos, excluídos o(s) banheiro(s) e mais um cômodo, destinado à cozinha
Taxa de homicídios	2000	razão entre o nº de homicídios e o nº de pessoas da população por 10.000 habitantes)
Taxa de internações por agressão	2000, 2003, 2004	razão entre o nº de internações hospitalares por agressão e o nº de pessoas da população por 100.000 habitantes)
Taxa de participação (%)	2000	percentagem da população economicamente ativa entre a população em idade produtiva
Taxa de mortalidade infantil (por 1000)	2000, 2003, 2004	número de óbitos de menores de um ano dividido pelo número de NV num determinado espaço geográfico e ano considerado, (base de 1.000 NV)
Taxa de cobertura do PSF (%)	2000, 2003, 2004	percentagem de pessoas cadastradas no Programa de Saúde da Família em relação à população
Abastecimento de água (%)	2000	percentagem de domicílios com água disponibilizada por rede geral
Saneamento (%)	2000	percentagem de domicílios com instalações sanitárias ligadas à rede geral
Taxa de cesáreas (%)	2000, 2003	percentagem de partos cesáreos em relação ao total de partos
Taxa de 7 ou mais consultas pré-natais (%)	2000, 2003	percentagem de nascidos vivos de mães com 7 ou mais consultas pré-natais

Notas: (1) No artigo 1 foram testados os 19 indicadores em todos os anos referidos; No artigo 2 foram testados os indicadores do ano 2003, em caso de inexistência deste, foi testado o de 2000, totalizando 18 indicadores (menos o IDESE). Os indicadores foram utilizados em escala de mensuração contínua, centralizados na média, categorizados.

**TABELA 3 - Definição das variáveis de contexto das microrregiões do RS (continuação)**

<b>Variáveis de contexto</b>	<b>Ano do indicador</b>	<b>Definição</b>
Cobertura de saúde suplementar (%)	2000, 2003, 2004	percentagem de beneficiários de assistência médica (plano privado de saúde) por local de residência na população
Cobertura de médicos (por 1.000)	2000	proporção de médicos por 1.000 habitantes. (incluindo os médicos residentes)
Gasto médio com atenção básica (por habitante) (R\$)	2000, 2003, 2004	valores de transferências referentes à atenção básica por habitante
IDESE	2000	Índice de Desenvolvimento Socioeconômico, abrange educação, renda, saneamento e domicílios e saúde

Notas: (1) No artigo 1 foram testados os 19 indicadores em todos os anos referidos; No artigo 2 foram testados os indicadores do ano 2003, em caso de inexistência deste, foi testado o de 2000, totalizando 18 indicadores (menos o IDESE). Os indicadores foram utilizados em escala de mensuração contínua, centralizados na média, categorizados.

**ANEXO F**

**VARIÂNCIA COMPLEXA  
(ARTIGO 1)**

---

## Variância complexa

### Nível 1

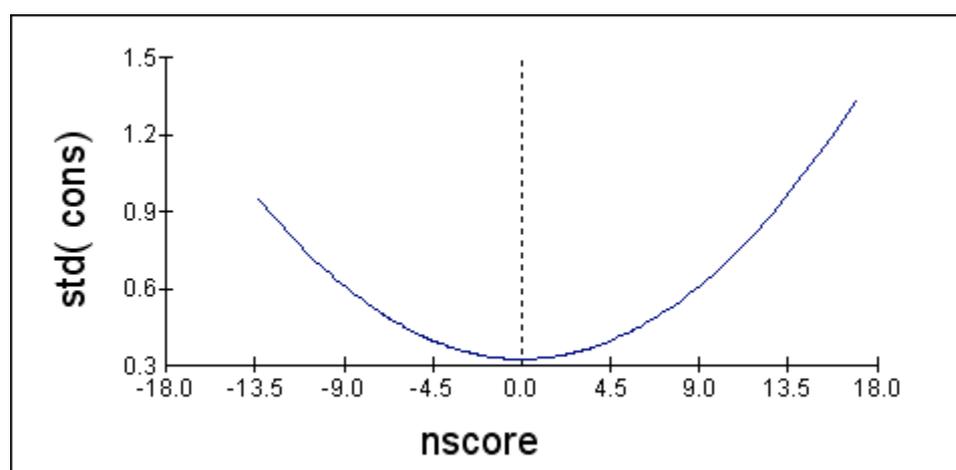


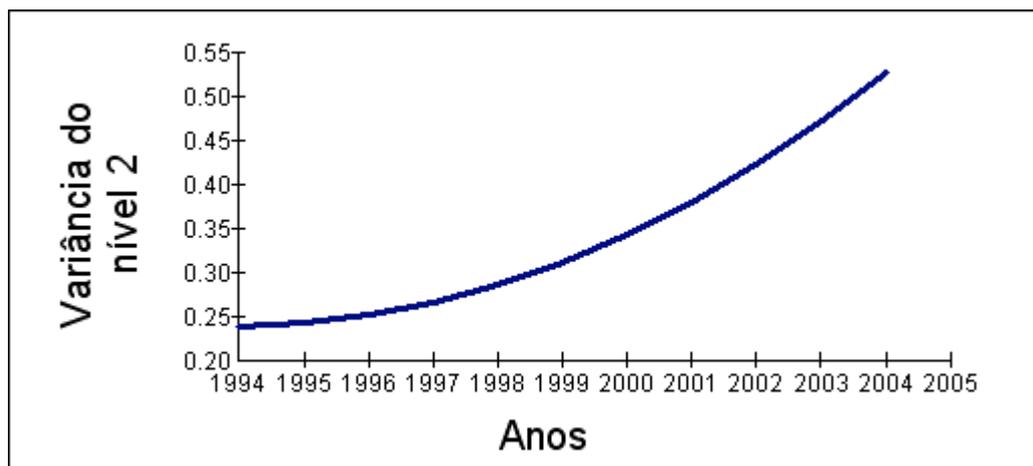
FIGURA 1 - Variância complexa no nível 1

Nota: a variância do PBPN no nível individual (anos) se modifica com o CMI (nscore = CMI, centrado na média)

$$\begin{aligned}\text{Var}(e_{0ij}x_0 + e_{3ij}x_{3ij}) &= \sigma_{e0}^2 x_0^2 + \sigma_{e3}^2 x_{3ij}^2 \\ &= 0,325x_0^2 + 0,004 x_{3ij}^2\end{aligned}$$

onde  $x_{3ij}$  = CMI;  $x_0$  = intercepto;  $e_{0ij}$  = termo de erro do nível individual associado ao intercepto;  $e_{3ij}$  = termo de erro do nível individual associado à inclinação;  $\sigma_{e0}^2$  = termo de variância entre os interceptos (é a variância das PBPN entre os anos);  $\sigma_{e3}^2$  = variância entre as inclinações (é a variância na relação entre as PBPN e os CMI dentro das microrregiões, nos anos (Rasbash et al., 2005).

## Nível 2



**FIGURA 2** - Variância complexa no nível 2

Nota: a variância das PBPN no nível contextual (microrregiões) aumenta com os anos.

$$\begin{aligned}\text{Var}(u_{0j}x_0 + u_{1j}x_{1ij}) &= \sigma_{u0}^2 x_0^2 + \sigma_{u1}^2 x_{1ij}^2 \\ &= 0,240x_0^2 + 0,003 x_{1ij}^2,\end{aligned}$$

onde  $x_{1ij}^2 = \text{Ano94}$ ;  $x_0 = \text{intercepto}$ ;  $x_1 = \text{ano94}$ ;  $u_{0j} = \text{coeficiente aleatório (interceptos entre as microrregiões)}$ ;  $u_{1j} = \text{coeficiente aleatório (inclinações entre as microrregiões)}$ ;  $\sigma_{u0}^2 = \text{variância entre os interceptos (é a variância das médias das PBPN entre as microrregiões)}$ ;  $\sigma_{u1}^2 = \text{variância entre as inclinações (é a variância das inclinações entre as microrregiões, sendo que inclinação é o mesmo que regressão)}$ . Regressão é a relação entre os anos e as PBPN dentro das microrregiões (Rasbash et al., 2005).