

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



**TESE DE DOUTORADO  
MODELOS MULTINÍVEIS APLICADOS AO ESTUDO DA  
MORTALIDADE INFANTIL NO RIO GRANDE DO SUL, BRASIL,  
DE 1994 A 2004**

Roselaine Ruviaro Zanini

Orientador: Prof. Dr. João Riboldi

Co-orientador: Profa. Dra. Elsa R. J. 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**  
**MODELOS MULTINÍVEIS APLICADOS AO ESTUDO DA**  
**MORTALIDADE INFANTIL NO RIO GRANDE DO SUL,**  
**BRASIL, DE 1994 A 2004**

Roselaine Ruviaro Zanini

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

**Co-orientadora: Profa. Dra. Elsa R. J. 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**

Profa. Dra. Tiemi Matsuo  
Universidade Estadual de Londrina - UEL

Profa. Dra. Maria Teresa Aquino de Campos Velho  
Universidade Federal de Santa Maria - UFSM

Prof. Dr. Álvaro Vigo  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

*A procura da verdade é difícil e é fácil, já que ninguém poderá desvendá-la por completo ou ignorá-la inteiramente. Contudo, cada um de nós poderá acrescentar um pouco do nosso conhecimento sobre a natureza e, disto, uma certa grandeza emergirá.*

*(Aristóteles, 350 AC)*



A todas as crianças que tiveram direito à vida, mas não puderam exercê-lo.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço àqueles que, sinceramente, me apóiam e me incentivam nesta intensa, mas compensadora trajetória, a qual tem uma única finalidade: aprender para crescer e ensinar. Entre esses, minha família e insubstituíveis e grandes amigos.

Em especial, agradeço ao meu orientador e amigo Professor Riboldi, que me conduziu durante toda essa etapa, inicialmente, sugerindo o Curso de Epidemiologia e, posteriormente, acreditando na minha proposta, sempre valorizando e incentivando o meu trabalho: *eu serei eternamente grata por isso, Professor Riboldi!*

Agradeço, com muito carinho, à Professora Elsa pela paciência, disponibilidade e valiosas sugestões, que fizeram desse, um trabalho bem mais consistente: *suas contribuições foram fundamentais, Professora Elsa!*

Agradeço também ao Professor Aluísio Barros, da UFPEL, pelos ensinamentos iniciais em modelagem multinível: *suas recomendações foram muito úteis, Professor Aluísio!*

Uma grande amiga e colega também participou intensamente nessa trajetória. Muitas alegrias e progressos foram vivenciados nesses anos; entretanto, momentos delicados, difíceis e muitas dúvidas também estiveram presentes no nosso cotidiano. Foram infinitos e-mails, telefonemas, discussões sobre o quê e como fazer, até chegarmos aqui. *Portanto, Anaelena, esse trabalho é nosso, e muito obrigada por tudo!*

Agradeço imensamente aos Professores da Banca Examinadora por sua disponibilidade e importantes contribuições, além dos funcionários do PPGE.

Finalmente, agradeço aos meus colegas da UFSM que me apoiaram nessa etapa e à CAPES, pelo suporte financeiro.

## SUMÁRIO

Abreviaturas e Siglas .....	viii
Resumo .....	x
Abstract .....	xi
Lista de Quadros .....	xii
Lista de Tabelas .....	xiii
Lista de Figuras .....	xiv
<b>1. APRESENTAÇÃO .....</b>	<b>15</b>
<b>2. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>16</b>
<b>3. REVISÃO DA LITERATURA .....</b>	<b>18</b>
<b>3. 1 Sistemas de informações em saúde .....</b>	<b>18</b>
3.1.1 Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) .....	18
3.1.2 Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) .....	19
<b>3. 2 Mortalidade infantil .....</b>	<b>22</b>
3.2.1 Coeficiente de mortalidade infantil (CMI) .....	23
3.2.2 Coeficiente de mortalidade neonatal (CMN) .....	24
3.2.3 Coeficiente de mortalidade neonatal precoce (CMNP) .....	24
3.2.4 Coeficiente de mortalidade neonatal tardia (CMNT) .....	25
3.2.5 Coeficiente de mortalidade pós-neonatal (CMPN) .....	25
3.2.6 Os principais determinantes da mortalidade infantil .....	26
<b>3. 3 A mortalidade infantil em alguns países .....</b>	<b>29</b>
<b>3. 4 A mortalidade infantil no Brasil .....</b>	<b>36</b>
3.4.1 Estudos descritivos e analíticos sobre a mortalidade infantil desenvolvidos no Brasil .....	38
<b>3. 5 Modelos Multiníveis .....</b>	<b>56</b>
3.5.1 Modelos multiníveis generalizados .....	61
3.5.2 Modelos multiníveis para desfechos contínuos (2 níveis) .....	64
3.5.3 Modelos multiníveis para desfechos binários (2 níveis) .....	67

<b>3. 6 Modelos multiníveis no estudo da mortalidade infantil .....</b>	<b>69</b>
<b>4. OBJETIVOS .....</b>	<b>78</b>
<b>5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>80</b>
<b>6. ARTIGOS .....</b>	<b>91</b>
<b>6.1 Artigo 1 - Evolução da mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, Brasil, 1994 a 2004: análise clássica e multinível .....</b>	<b>92</b>
<b>6.2 Artigo 2 - Determinantes da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul, Brasil, 2003: análise clássica e multinível .....</b>	<b>120</b>
<b>7. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>150</b>
<b>8. ANEXOS .....</b>	<b>155</b>
ANEXO A - Projeto de Pesquisa .....	156
ANEXO B - Aprovação pelo Comitê de Ética e Pesquisa .....	175
ANEXO C - Formulário da Declaração de Nascido Vivo .....	178
ANEXO D - Formulário da Declaração de Óbito .....	181
ANEXO E - Classificação Internacional de Doenças (10 <sup>a</sup> Revisão) ....	186
ANEXO F - Classificação Internacional de Doenças (9 <sup>a</sup> Revisão) .....	191
ANEXO G - Definição das variáveis das microrregiões do RS .....	196
ANEXO H - Função das variâncias do artigo 1 .....	199

## ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC – *Akaike's Information Criterion*  
AIH – Autorização de Internação Hospitalar  
ANS - Agência Nacional de Saúde Suplementar  
ARMA – Autorregressivo Média Móvel  
BA – Bahia  
BCG - Bacilo de *Calmette-Guérin*  
BIC – *Schwarz's Bayesian Criterion*  
CBCD – Centro Brasileiro de Classificação de Doenças  
CE – Ceará  
CENEPI – Centro Nacional de Epidemiologia  
CGIAE – Coordenação Geral de Informações e Análise Epidemiológica  
CID-9 – Classificação Internacional de Doenças – 9ª Revisão  
CID-10 – Classificação Internacional de Doenças – 10ª Revisão  
CMI – Coeficiente de Mortalidade Infantil  
CMN – Coeficiente de Mortalidade Neonatal  
CMNP – Coeficiente de Mortalidade Neonatal Precoce  
CMNT – Coeficiente de Mortalidade Neonatal Tardia  
CMPN – Coeficiente de Mortalidade Pós-Neonatal  
CNS – Conselho Nacional de Saúde  
DASIS – Departamento de Análise da Situação de Saúde  
DATASUS – Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde  
DIC – *Bayesian Deviance Information Criterion*  
DN – Declaração de Nascido Vivo  
DO – Declaração de Óbito  
DUM – Data da Última Menstruação  
EUA – Estados Unidos da América  
EP – Erro padrão  
FEE – Fundação de Economia e Estatística  
FUNASA – Fundação Nacional de Saúde  
GO – Goiás  
HIV – *Human Immunodeficiency Virus*  
IBGE – Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística  
IC – Intervalo de Confiança  
IDESE – Índice de Desenvolvimento Socioeconômico  
IDH-M – Índice de Desenvolvimento Humano Municipal  
IGLS – *Iterative Generalized Least Squares*  
IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada  
MA – Maranhão  
MCMC – *Markov Chain Monte Carlo*  
MG – Minas Gerais

ML – *Maximum Likelihood*  
MLMG – Modelos Lineares Multiníveis Generalizados  
MQL – *Marginal Quasi-Likelihood*  
MS – Ministério da Saúde  
N – Distribuição Normal  
OMS – Organização Mundial da Saúde  
ONU – Organização das Nações Unidas  
OPAS – Organização Pan-Americana da Saúde  
OR – *Odds Ratio*  
PE – Pernambuco  
PIB – Produto Interno Bruto  
PIG – Pequeno para a Idade Gestacional  
PNI – Programa Nacional de Imunização  
PQL – *Penalized Quasi-Likelihood*  
PR – Paraná  
PSF – Programa de Saúde da Família  
REML – *Residual Maximum Likelihood*  
RIGLS – *Restricted/Reweighted Iterative Generalized Least Squares*  
RIPSA – Rede Interagencial de Informações para a Saúde  
RJ – Rio de Janeiro  
RR – Risco Relativo  
RS – Rio Grande do Sul  
SIAB – Sistema de Informação da Atenção Básica  
SNIU – Sistema Nacional de Indicadores Urbanos  
SP – São Paulo  
SCP – Secretaria da Coordenação e Planejamento  
SES – Secretaria Estadual da Saúde  
SEADE – Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados  
SIH – Sistema de Informações Hospitalares  
SIM – Sistema de Informações sobre Mortalidade  
SINASC – Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos  
SUS – Sistema Único de Saúde  
SVS – Secretaria de Vigilância em Saúde  
UFRGS – Universidade Federal do Rio Grande do Sul  
UK – Reino Unido  
UNICEF – Fundo das Nações Unidas para a Infância  
USP – Universidade de São Paulo

## RESUMO

**CONTEXTO:** O Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI), que expressa o risco de um nascido vivo morrer antes de completar um ano de vida, é considerado um dos mais eficientes sensores de desenvolvimento social, econômico e ético, e seu acompanhamento permite inferir sobre a qualidade de vida de uma população. No Rio Grande do Sul, esse coeficiente vem apresentando tendência decrescente, permanecendo abaixo da média nacional. Entretanto, ampliar a compreensão dos determinantes da mortalidade infantil pode contribuir na elaboração de políticas e programas de saúde específicos. São inúmeros os fatores de risco citados na literatura, e a maioria deles é evidenciada em estudos que desconsideram a hierarquia existente nos dados. Porém, crianças que vivem em determinadas regiões podem apresentar características similares, quando comparadas a outras que vivem em regiões diferentes. Assim, as técnicas clássicas de análise, que pressupõem independência entre as observações, podem produzir estimativas viesadas. **OBJETIVOS:** O objetivo deste estudo foi utilizar os dados de sistemas de informações para analisar a evolução e os determinantes da mortalidade infantil e seus componentes no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004, assim como identificar os fatores associados à mortalidade neonatal, em 2003, considerando características individuais e contextuais. **MÉTODO:** Para a análise da evolução, foi realizado um estudo ecológico longitudinal, considerando-se medidas repetidas e regressão linear multinível, com microrregiões no nível 2 e tempo no nível 1. Para identificar os determinantes associados ao óbito neonatal, foi utilizada uma coorte retrospectiva que vinculou os nascimentos registrados no período de 01/01/2003 a 03/12/2003 aos óbitos neonatais originados desses nascimentos. Esses fatores foram estimados e comparados por meio da análise dos modelos de regressão logística clássica e multinível. **RESULTADOS:** Verificou-se que a taxa de mortalidade infantil reduziu de 19,2 para 15,2 por mil nascidos vivos, e as principais causas de óbitos infantis, nos últimos cinco anos, foram as afecções perinatais (54,10%). Aproximadamente 47% da variação nas taxas de mortalidade ocorreu no nível das microrregiões, sendo que 10% de acréscimo na cobertura do Programa Saúde da Família esteve associado à redução de 1‰ na mortalidade infantil, e um acréscimo de 10% na taxa de pobreza esteve associado com uma redução de 2,1‰ nos óbitos infantis. Também, encontrou-se associação positiva com a proporção de baixo peso e a taxa de leitos hospitalares na população e, negativa, com a proporção de partos cesáreos e a taxa de hospitais. As variáveis associadas ao óbito neonatal, no modelo clássico, foram: baixo peso ao nascer, Apgar no 1º e 5º minuto inferiores a 8, presença de anomalia congênita, parto cesáreo, prematuridade e perda fetal anterior. No modelo multinível, essa variável não se manteve significativa, mas a inclusão da variável contextual indicou que 15% da variação da mortalidade neonatal pode ser explicada pela variabilidade nas taxas de pobreza em cada microrregião. **CONCLUSÕES:** Este estudo evidenciou a predominância dos fatores individuais na mortalidade infantil e neonatal, mas demonstrou que a análise multinível foi capaz de identificar efeitos contextuais, possibilitando ações públicas direcionadas aos grupos vulneráveis.

**Descritores:** Sistemas de Informação em Saúde, Mortalidade Infantil, Mortalidade Neonatal, Causa Básica de Morte, Modelos Multiníveis.

## ABSTRACT

**CONTEXT:** The Infant Mortality Coefficient (IMC), that express the risk of a born-alive baby die before completing one year of life, is considered one of the most efficient sensors of social, economic and ethical development, and its following allows to infer on the population life quality. In Rio Grande do Sul this coefficient has presented a decreasing trend, remaining below national average. However, to extend the understanding determinants of infant mortality can contribute in the elaboration of policies and specific health programs. Several risk factors are mentioned in literature, and the majority of them are evidenced in studies that disrespect the existing hierarchy in data. However, children who live in certain regions can present similar characteristics, when compared to others who live in different regions. Thus, classical techniques of analysis that estimate independence between comments, can produce biased estimates. **OBJECTIVES:** The objective of this study was to use the systems of information data to analyze the evolution and determinants of infant mortality and their components in Rio Grande do Sul from 1994 to 2004, as well as to identify the factors associated to neonatal mortality, in 2003, considering individual and contextual characteristics. **METHOD:** For the evolution analysis a longitudinal ecologic study was carried out, considering repeated-measures and multilevel linear regression, with microregions in level 2 and time in level 1. To identify the determinants associated to neonatal death, a historic cohort was used to link births recorded from 01/01/2003 to 12/03/2003 with the originated neonatal deaths of these births. These factors were estimated and compared by classic and multilevel logistic regression models. **RESULTS:** It was verified that the infant mortality rate decreased from 19.2 to 15.2 per thousand live births, and the main causes of infant deaths in the last five years has been perinatal affections (54.10%). Approximately 47% of the variation in mortality rates occurred at a microregion level, being that 10% increase in Family Health Program coverage was associated to the reduction of 1‰ in infant mortality, and an increase of 10% in poverty rate was associated to an increase of 2.1‰ in infant deaths. Also, there was positive association with the proportion of low weight and hospital bed rates in the population and, negative, with the proportion of caesarean sections and hospital rates. Low birthweight, Apgar scores at 1 and at 5 minutes lower 8, presence of congenital abnormality, caesarean section, pre-term birth and previous fetal loss were associated to neonatal deaths in the classical model. In the multilevel model, previous fetal loss did not remain significant, but the inclusion of contextual variable indicated that 15% of neonatal mortality variation can be explained by the variability in rates of poverty in each microregion. **CONCLUSIONS:** This study evidenced the predominance of individual factors in infant and neonatal mortality, but it demonstrated that the multilevel analysis was capable of identifying contextual effects, making directed actions to the susceptible groups possible.

Key-words: Health Systems Information, Infant Mortality, Neonatal Mortality, Basic Cause of Death, Multilevel Models.

**LISTA DE QUADROS**

QUADRO 1 – Classificação Internacional de Doenças de causas evitáveis, não evitáveis, mal definidas e não classificadas – 10 <sup>a</sup> Revisão .....	187
QUADRO 2 – Classificação Internacional de Doenças de causas evitáveis, não evitáveis, mal definidas e não classificadas – 9 <sup>a</sup> Revisão .....	192

## LISTA DE TABELAS

### I – Revisão de Literatura

TABELA 1 – Estudos descritivos sobre mortalidade infantil no Brasil .....	39
TABELA 2 – Estudos analíticos sobre mortalidade infantil no Brasil .....	47
TABELA 3 – Funções de ligação e de variância para algumas distribuições .....	64

### II – Artigo 1

TABELA 1 – Indicadores da mortalidade infantil e seus componentes no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004 .....	116
TABELA 2 – Percentual de óbitos infantis e seus componentes, por principais grupos de causas no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004 .....	117
TABELA 3 – Distribuição dos óbitos infantis por causas evitáveis, não-evitáveis, mal definidas e não classificadas no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004 .....	118
TABELA 4 – Mudanças no coeficiente de mortalidade infantil (CMI) associadas às mudanças nas variáveis preditoras, Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004 .....	119

### III – Artigo 2

TABELA 1 – Fatores de risco para mortalidade neonatal, RS, 01/01/2003 a 03/12/2003 .....	145
TABELA 2 – Fatores de risco para mortalidade neonatal, segundo características maternas, RS, 01/01/2003 a 03/12/2003 .....	146
TABELA 3 – Fatores de risco para mortalidade neonatal de nascido pré-termo e a termo, RS, 01/01/2003 a 03/12/2003 .....	147
TABELA 4 – Fatores de risco para mortalidade neonatal por todas as causas de morte, modelo geral e pré-termo, RS, 01/01/2003 a 03/12/2003 .....	148

### IV – ANEXOS

TABELA 4 – Declaração de Nascido Vivo (DN) .....	178
TABELA 5 – Declaração de Óbito (DO) .....	181
TABELA 6 – Definição das variáveis das microrregiões do RS .....	197

## LISTA DE FIGURAS

### I – Revisão de Literatura

FIGURA 1 – Estrutura de análise dos determinantes da mortalidade infantil (adaptado de Mosley e Chen 1984) .....	28
--	----

### II – Artigo 1

FIGURA 1 – Coeficiente de mortalidade infantil (CMI) médio por microrregião do Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004 .....	114
--	-----

FIGURA 2 – Evolução da mortalidade infantil e seus componentes neonatal e pós-neonatal no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004 .....	115
---	-----

### III – Artigo 2

FIGURA 1 – Resíduos reduzidos ordenados do modelo geral para o nível das microrregiões e os respectivos intervalos de confiança (95%) .....	149
---	-----

### IV - ANEXOS

FIGURA 1 – Função da variância nos dois níveis de hierarquia .....	200
--	-----

## 1. APRESENTAÇÃO

Este trabalho consiste na tese de doutorado intitulada “MODELOS MULTINÍVEIS APLICADOS AO ESTUDO DA MORTALIDADE INFANTIL NO RIO GRANDE DO SUL, BRASIL, DE 1994 A 2004”, 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. Artigos:
  - Evolução da mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, Brasil, 1994 a 2004: análise clássica e multinível
  - Determinantes da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul, Brasil, 2003: análise clássica e multinível
3. Conclusões e Considerações Finais

Documentos de apoio estão apresentados nos anexos: Projeto de Pesquisa (Anexo A), a aprovação pelo Comitê de Ética e Pesquisa (Anexo B), o Formulário da Declaração de Nascido Vivo (Anexo C), o Formulário da Declaração de Óbito (Anexo D), a 10<sup>a</sup> e a 9<sup>a</sup> Revisão da Classificação Internacional de Doenças (Anexo E e F respectivamente), a tabela com a definição das variáveis usadas para as microrregiões no RS (Anexo G) e a figura das funções de variância do artigo 1 (Anexo H).

## 2. INTRODUÇÃO

A utilização adequada das estatísticas vitais é imprescindível no planejamento e avaliação das ações dos gestores em saúde, e o Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI), que expressa o risco de um nascido vivo morrer antes de completar um ano de vida, é considerado um dos mais eficientes sensores do desenvolvimento social e econômico de uma população (Victora et al. 1994).

Segundo dados da Organização Mundial da Saúde (OMS), a cada ano morrem cerca de 11 milhões de crianças menores de 5 anos no mundo, o que representa cerca de 30 mil mortes por dia, das quais 40% ocorrem no primeiro ano de vida.

No Brasil, segundo o IBGE (2005), a taxa de mortalidade infantil reduziu 38% na última década, sendo de 26,6 por mil nascidos vivos em 2004, o que coloca o País na 99ª posição no *ranking* da Organização das Nações Unidas (ONU), liderado pela Islândia com 3,2 em oposição a Angola com 192,5 (CIA 2006). O Rio Grande do Sul tem apresentado as menores taxas de mortalidade infantil, passando de 19,2 (1994) para 15,2 (2004), o que corresponde ao menor coeficiente do País.

Apesar das quedas nas taxas, ainda persistem diferentes níveis e padrões de declínio entre regiões geográficas e subgrupos populacionais internos às regiões, estados e municípios (Paim e Costa 1993, Simões e Monteiro 1995).

Muitos fatores estão associados à mortalidade infantil, os quais foram sumarizados num modelo conceitual para países em desenvolvimento, proposto por Mosley e Chen (1984), que se baseia na premissa de que determinantes sociais e econômicos da mortalidade infantil operam através de determinantes proximais biológicos. Assim, o declínio na mortalidade infantil seria atribuído, entre outros fatores, à melhoria das condições de saneamento básico, à ampliação do acesso da população às ações básicas de saúde, ao controle das doenças diarreicas, às imunizações, ao incentivo

ao aleitamento materno, à maior cobertura do atendimento pré-natal e à efetividade de alguns programas sociais.

Vários estudos investigam as características das mães e das crianças como fatores que elevam o risco de mortalidade infantil (Lopes 2000, Hill 2003). No entanto, a maioria deles desconsidera a estrutura hierárquica intrínseca aos dados, ou seja, não leva em conta a correlação existente entre indivíduos de um mesmo grupo, o que pode produzir inferências incorretas.

Os modelos de regressão multiníveis permitem contemplar o efeito da hierarquia, possibilitando explorar a dimensão da variabilidade em cada nível, ou seja, avaliar quanto das diferenças individuais do desfecho em estudo é atribuído aos níveis individual e contextual (Goldstein 2003), tornando possível a análise das características que podem explicar essas diferenças, auxiliando em estratégias de prevenção (Leyland 2003).

Assim, este estudo busca analisar e ampliar o conhecimento sobre os principais aspectos da mortalidade infantil e seus componentes no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004, além de ajustar modelos clássicos e multiníveis que incluam fatores individuais e contextuais, os quais podem direcionar as tendências das taxas de mortalidade infantil.

### **3. REVISÃO DE LITERATURA**

#### **3.1 Sistemas de informações em saúde**

Os sistemas de informação em saúde compreendem um conjunto de subsistemas de informações de natureza demográfica, epidemiológica, administrativa e gerencial necessárias ao estudo e gestão dos bens e serviços de saúde. A presença de sistemas de informação desenvolvidos indica uma maior estruturação dos serviços de vigilância em saúde e, possivelmente, maior organização dos serviços de atenção e qualidade no atendimento aos usuários.

Dessa forma, o estudo das disparidades na organização dos sistemas de informação da saúde no Brasil indica tanto os limites da análise dos diferenciais apresentados pelos indicadores epidemiológicos quanto o grau de organização dos serviços de vigilância em saúde nos estados brasileiros (MS/SVS 2005).

##### **3.1.1 Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM)**

O Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) é o mais antigo sistema de informação de saúde em funcionamento no País. Foi instituído pelo Ministério da Saúde em 1975 e dispõe de dados consolidados a partir de 1979 (MS/SVS 2004a).

Sua implementação é realizada com apoio do Centro Brasileiro de Classificação de Doenças (CBCD), sediado na Faculdade de Saúde Pública da USP, que atua como referência nacional para informações sobre mortalidade. O registro da causa de morte baseia-se na 10ª revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10), estando implantada desde 1996 (DATASUS 2004).

O documento básico é a Declaração de Óbito (DO), padronizada nacionalmente e distribuída pelo Ministério da Saúde, em três vias. As DOs são coletadas pelas secretarias estaduais ou municipais de saúde, em

estabelecimentos de saúde e cartórios, sendo então codificadas e transcritas para um sistema informatizado. O Centro Nacional de Epidemiologia (Cenepi/Funasa) consolida os dados e os disponibiliza para o Departamento de Informática do SUS (DATASUS).

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

O Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos foi concebido à semelhança do SIM e implantado gradualmente pelo Ministério da Saúde, a partir de 1990.

O sistema surgiu como fonte de informações capaz de avaliar os nascimentos, registrando dados sobre a gestação e o parto, bem como características especiais da mãe, que têm estreita relação com indicadores de qualidade de saúde de uma população, possibilitando a realização de estudos epidemiológicos mais aprofundados.

O documento básico é a Declaração de Nascido Vivo (DN), padronizada nacionalmente e distribuída pelo Ministério da Saúde em três vias, previamente numeradas, sob a responsabilidade do Ministério da Saúde (Departamento de Análise da Situação de Saúde: DASIS - SVS), que as repassam às secretarias estaduais de saúde, que as encaminham às secretarias municipais de saúde. Posteriormente, as secretarias municipais repassam as DNs aos estabelecimentos de saúde e cartórios.

O encaminhamento das três vias varia em função do local de nascimento da criança:

*a) partos hospitalares:* a 1ª via permanece no estabelecimento de saúde até ser coletada, por busca ativa, pelos órgãos estaduais ou municipais responsáveis pelo sistema; a 2ª via, utilizada para o registro do nascimento, é encaminhada ao cartório de registro civil. Após o registro, essa via será retida para procedimentos legais; a 3ª via será arquivada no estabelecimento de saúde onde ocorreu o parto, em princípio no prontuário do recém-nascido. Essa via poderá ser utilizada também para

a localização das parturientes e dos recém-nascidos, visando ao planejamento de ações específicas de saúde;

*b) partos domiciliares com assistência médica ou por profissional de saúde:*

a DN será preenchida pelo profissional responsável que deverá dar a seguinte destinação: secretarias municipais de saúde (1ª via); pai ou responsável legal, para ser utilizada na obtenção da Certidão de Nascimento junto ao cartório do registro civil, o qual reterá o documento (2ª via) ou pai/responsável legal, para ser apresentada na primeira consulta em unidade de saúde (3ª via). Essa via poderá ser utilizada também para a localização das parturientes e dos recém-nascidos visando ao planejamento de ações específicas de saúde;

*c) partos domiciliares sem assistência médica:*

a DN será preenchida pelo cartório de registro civil e terá a seguinte destinação: cartório de registro civil, até ser recolhida pelas secretarias municipais de saúde (1ª via); pai ou responsável legal, para ser utilizada na obtenção da Certidão de Nascimento junto ao cartório de registro civil, o qual reterá o documento (2ª via) ou pai/responsável legal, para ser apresentada na primeira consulta na unidade de saúde (3ª via).

As secretarias municipais de saúde deverão utilizar-se dos meios disponíveis na busca ativa de casos não registrados, valendo-se, inclusive, das equipes de Saúde da Família, dos agentes comunitários de saúde e parteiras tradicionais. As secretarias municipais deverão consolidar e avaliar seus bancos de dados e encaminhá-los mensalmente às secretarias estaduais de saúde.

Nas secretarias estaduais de saúde, os dados são processados por município de ocorrência e posteriormente criticados. Após consolidadas, as informações são encaminhadas para a Coordenação Geral de Informações e Análise Epidemiológica (CGIAE/DASIS/SVS/MS), sendo então consolidadas em esfera nacional para análise e disponibilidade (MS/SVS 2004b).

Uma das características principais do SINASC é a sua universalidade, no qual a Declaração de Nascido Vivo é preenchida indistintamente para

todos, não levando em conta qualquer vínculo previdenciário. Contabilizar os nascimentos diretamente nos hospitais faz do SINASC um sistema com mais confiabilidade.

Segundo a Organização Mundial de Saúde, pode-se considerar como completas as estatísticas vitais que consigam identificar acima de 90% dos eventos analisados (Wong e Giraldeili 1998). Em relação aos nascidos vivos, parte importante das estatísticas vitais, o Brasil possui um excelente sistema de informações. Quanto às estatísticas vitais referentes aos óbitos, o Brasil posiciona-se em nível intermediário de qualidade e, embora seu desempenho com o passar do tempo venha se apresentando mais completo e correto, considera-se ainda necessário um esforço conjunto visando a máxima captação de óbitos por parte do Ministério da Saúde e melhor preenchimento das causas de morte por parte dos médicos no País (Laurenti et al. 2005).

No Rio Grande do Sul, o último controle, realizado em 2003, mostrou que o SINASC tem uma cobertura de 15,8% maior do que o Registro Civil. Em razão dessa abrangência, o sistema foi reconhecido pela Rede Interagencial de Informações para a Saúde – RIPS/MS, como a base que deve ser utilizada no cálculo dos coeficientes que referem nascidos vivos no denominador. Isso credencia o SINASC como o banco de dados mais abrangente quanto ao quantitativo dos nascidos vivos e às características da gestação, parto e do recém-nascido (SES/RS 2005a).

O conjunto de nascidos vivos residentes em dada localidade e em determinado ano, identificado por meio de sua respectiva DN, constitui uma coorte de nascidos vivos. O monitoramento do SIM possibilita identificar a ocorrência de óbitos infantis de nascidos vivos desta mesma coorte. Uma vez identificado o óbito, a sua DO pode ser pareada à respectiva DN, promovendo-se um processo de vinculação entre os dois sistemas de informação (OPAS 1997).

A combinação das bases de dados do SINASC e do SIM possibilita diversos usos, como a obtenção de coeficientes específicos de mortalidade infantil, necessários para análises mais minuciosas na área de saúde

materno-infantil (Mello-Jorge et al. 1993) e à identificação de problemas referentes à emissão e preenchimento das DNs.

O próximo item aborda algumas definições e aspectos sobre a mortalidade infantil e seus componentes.

### **3. 2 Mortalidade infantil**

Mortes infantis são aquelas que ocorrem durante o primeiro ano de vida e sua mensuração é feita pela taxa ou coeficiente de mortalidade infantil, sendo um importante indicador de saúde pública, porque está diretamente relacionado às condições de vida de um país. (SCP/RS 2005, Medstudents 2005).

A utilização adequada das estatísticas vitais é imprescindível no planejamento e avaliação das ações dos gestores em saúde. O Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) é considerado um dos mais eficientes sensores do desenvolvimento social e econômico de uma população (Victora et al. 1994), pois além de refletir os problemas de saúde das crianças, indicam um desequilíbrio socioeconômico de fatores como: educação, nutrição, cuidados de saúde, etc.

A morte de crianças menores de um ano é influenciada, diretamente, por condições pré e pós-natais, gravidez, história materna, conduta e doenças maternas, ruptura precoce de membrana, gemelaridade, idade materna, consangüinidade, procedimentos perinatais, mortalidade perinatal, condições e tipo de parto, síndrome da morte súbita, fatores interpartais, diferenças raciais materna e infantil, condições socioeconômicas, prematuridade, baixo peso ao nascer, malformações congênitas e mães portadoras do HIV e de outras doenças infecto-contagiosas (Matteson et al. 1998, Lansky et al. 2002, Machado e Hill 2005).

A mortalidade infantil é separada em dois componentes: o neonatal, compreendendo os óbitos ocorridos do nascimento até 27 dias de vida, e o pós-neonatal ou infantil tardio, quando os óbitos ocorrem em crianças de 28 a 364 dias completos de vida (Ribeiro e Silva 2000). Essa subdivisão foi

considerada em função da observação de que esses períodos apresentam causas de morte bastante específicas. Enquanto as mortes neonatais são, na quase totalidade, devido às chamadas causas perinatais (prematividade, problemas no parto, anomalias congênitas), a mortalidade infantil tardia deve-se fundamentalmente a causas ligadas a fatores ambientais, tais como doenças infecciosas e desnutrição (Peixoto 2004).

### 3.2.1 Coeficiente de mortalidade infantil (CMI)

O coeficiente de mortalidade infantil é um dos indicadores usados para avaliar as condições de vida e saúde da população, estando geralmente associado à qualidade de vida dos indivíduos no que se refere à nutrição, acesso à água tratada e saneamento, assim como a serviços de saúde (SCP/RS 2005).

Segundo Simões (1999), esse coeficiente é usado para analisar as variações geográficas e temporais da mortalidade infantil na identificação de tendências e situações de desigualdade, bem como contribuir na avaliação dos níveis de saúde e de desenvolvimento socioeconômico da população e no direcionamento de políticas de planejamento e gestão de recursos públicos voltados para a área de saúde. Também expressa o risco de um nascido vivo morrer antes de completar um ano de vida, sendo obtido dividindo-se o número de óbitos de menores de um ano pelo número de nascidos vivos num determinado espaço geográfico e ano considerado (base de mil nascidos vivos) e calculado de forma direta por:

$$CMI = \frac{\text{número de óbitos de residentes com menos de um ano de idade}}{\text{número total de nascidos vivos de mães residentes}} \times 1.000 \quad (1)$$

O valor considerado aceitável pela Organização Mundial de Saúde (OMS), para efeito de comparação, é de 10 mortes/mil nascidos vivos.

### 3.2.2 Coeficiente de mortalidade neonatal (CMN)

A mortalidade neonatal é um indicador que reflete mais a assistência à saúde recebida pelas crianças e mães do que o bem-estar social, estando associada tanto a fatores biológicos como à assistência pré-natal, ao parto e ao recém-nascido, sendo mais difícil de reduzir, devido ao fato que prevenção envolve investimentos em serviços hospitalares de tecnologia mais complexa (Bercini 1994).

O coeficiente de mortalidade neonatal tem o propósito de analisar variações geográficas e temporais da mortalidade neonatal, identificando tendências e situações de desigualdade que possam demandar a realização de estudos especiais para subsidiar processos de planejamento, gestão e avaliação de políticas e ações.

Esse componente pode ser separado em: neonatal precoce (do nascimento até 6 dias) e neonatal tardio (de 7 a 27 dias). Taxas elevadas da mortalidade neonatal precoce estão, em geral, relacionadas a condições de saúde insatisfatórias da mãe e socioeconômicas, bem como à assistência pré-natal inadequada, ao parto e ao recém-nascido.

Maiores taxas de mortalidade neonatal tardia, geralmente, estão relacionadas a más condições de saúde da mãe e à assistência pré-natal inadequada, ao parto e ao recém-nascido.

O coeficiente de mortalidade neonatal é obtido por:

$$CMN = \frac{\text{número de óbitos de residentes de 0 a 27 dias de vida completos}}{\text{número total de nascidos vivos de mães residentes}} \times 1.000 \quad (2)$$

### 3.2.3 Coeficiente de mortalidade neonatal precoce (CMNP)

A taxa de mortalidade neonatal precoce (do nascimento até 6 dias) serve para analisar variações geográficas e temporais da mortalidade neonatal, identificando tendências e situações de desigualdade que possam demandar a realização de estudos especiais. O cálculo desse coeficiente

tem por objetivo contribuir na avaliação dos níveis de saúde e de desenvolvimento socioeconômico da população para subsidiar processos de planejamento, gestão e avaliação de políticas e ações de saúde voltadas para a atenção ao pré-natal e ao parto, além do recém-nascido.

O coeficiente de mortalidade neonatal precoce é obtido por:

$$\text{CMNP} = \frac{\text{número de óbitos de residentes de 0 a 6 dias de vida completos}}{\text{número total de nascidos vivos de mães residentes}} \times 1.000 \quad (3)$$

#### 3.2.4 Coeficiente de mortalidade neonatal tardia (CMNT)

A taxa de mortalidade neonatal tardia (de 7 a 27 dias) serve para analisar variações geográficas e temporais da mortalidade neonatal, identificando tendências e situações de desigualdade que possam demandar a realização de estudos especiais. Também serve para contribuir na avaliação dos níveis de saúde e de desenvolvimento socioeconômico da população e para subsidiar processos de planejamento, gestão e avaliação de políticas e ações de saúde direcionadas para a atenção pré-natal, ao parto e ao recém-nascido.

O coeficiente de mortalidade neonatal tardio é obtido por:

$$\text{CMNT} = \frac{\text{número de óbitos de residentes de 7 a 27 dias de vida completos}}{\text{número total de nascidos vivos de mães residentes}} \times 1.000 \quad (4)$$

#### 3.2.5 Coeficiente de mortalidade pós-neonatal (CMPN)

A taxa de mortalidade pós-neonatal ou mortalidade infantil tardia serve para analisar variações geográficas e temporais da mortalidade, identificando tendências e situações de desigualdade que possam demandar a realização de estudos especiais. Este indicador também é utilizado para contribuir na avaliação dos níveis de saúde e de desenvolvimento socioeconômico da população e para subsidiar processos de planejamento, gestão e avaliação de políticas e ações de atenção integral à saúde infantil.

Valores elevados do coeficiente de mortalidade pós-neonatal refletem, de maneira geral, baixos níveis de saúde e de desenvolvimento socioeconômico, estando mais associado à qualidade de vida. Quando a taxa de mortalidade infantil é alta, a mortalidade pós-neonatal é, freqüentemente, o componente mais elevado.

O coeficiente de mortalidade pós-neonatal é obtido por:

$$\text{CMPN} = \frac{\text{número de óbitos de residentes de 28 a 364 dias de vida completos}}{\text{número total de nascidos vivos de mães residentes}} \times 1.000 \quad (5)$$

### 3.2.6 Os principais determinantes da mortalidade infantil

Um dos principais aspectos relacionados ao conhecimento dos determinantes e da rede causal da mortalidade infantil são as implicações mundiais nas políticas e nos programas de saúde. Ampliar esse conhecimento contribui na elaboração de estratégias que buscam reduzir a mortalidade infantil de forma eficiente e com melhor distribuição de recursos.

O marco conceitual na investigação dos fatores associados com a mortalidade infantil nos países em desenvolvimento foi abordado, inicialmente, por Mosley e Chen em 1984. Segundo os autores, inúmeros determinantes compõem essa cadeia causal, os quais foram agrupados em cinco grandes categorias: fertilidade materna, contaminação ambiental, deficiências nutricionais, lesões externas e controle das doenças.

Basicamente, a estrutura proposta fornece uma clara distinção entre os determinantes socioeconômicos e os determinantes proximais que influenciam a sobrevivência infantil nos países em desenvolvimento (Masuy-Stroobant 2001), resumidos em três itens:

- a) *variáveis dependentes*: os autores propõem direcionar a investigação na combinação dos aspectos nutricionais dos sobreviventes com o nível de mortalidade da respectiva coorte;
- b) *determinantes proximais*: combinam fatores maternos (idade, paridade e intervalo interpartal); contaminação ambiental (concentração de pessoas,

contaminação da água, de alimentos ou potencial contaminação por resíduos fecais); deficiências nutricionais (disponibilidade nutricional da criança ou da mãe durante a gestação ou amamentação); lesões (lesões recentes ou incapacidades relacionadas às lesões); controle individual das doenças (uso preventivo de serviços como imunização, cuidados pré-natais e uso de medidas curativas em condições específicas);

c) *determinantes socioeconômicos*: esses determinantes atuam através dos determinantes proximais e são considerados em três categorias:

c.1) *nível individual*: produtividade individual (habilidades, saúde e tempo, freqüentemente, avaliado pelo nível educacional materno, enquanto que o nível educacional paterno está associado à ocupação e à renda familiar); tradição, regras e atitudes (relacionamentos de poder na família, valores da criança, crenças em relação a causas de doenças, preferências alimentares);

c.2) *nível da família*: efeitos da renda (disponibilidades alimentares, qualidade no abastecimento de água, roupas, condições da moradia, disponibilidade de energia, transporte, necessidades básicas de higiene diária, cuidados preventivos, acesso à informação);

c.3) *nível da comunidade*: características ecológicas (clima, temperatura, altitude, chuvas); política econômica (organização da produção de alimentos, infra-estrutura física como estradas, eletricidade, abastecimento de água, esgoto e políticas institucionais); variáveis do sistema de saúde.

Como esses fatores não são mutuamente exclusivos nem exaustivos, posteriormente Mosley (1988) desenvolveu um modelo que incorpora variáveis sociais e biológicas, sendo que a educação da mãe foi considerada uma variável que influencia o risco de morte infantil por meio de um conjunto de variáveis intermediárias biológicas. Além disso, o modelo integra métodos de pesquisa utilizados por cientistas sociais e biomédicos.

O modelo proposto partiu da premissa que os determinantes sociais e econômicos da mortalidade infantil atuam, necessariamente, por meio de um

conjunto de mecanismos biológicos, e que é possível definir uma série de determinantes da mortalidade, os quais podem estar relacionados com fatores sociais na família e também na comunidade (Leite e Silva 2000).

Os fatores considerados também podem ser distribuídos em dois grandes grupos: distais e proximais, e em um grupo menor de variáveis intermediárias, conforme pode ser observado na Figura 1, adaptada de Mosley e Chen (1984) e apresentada por Leite e Silva (2000).

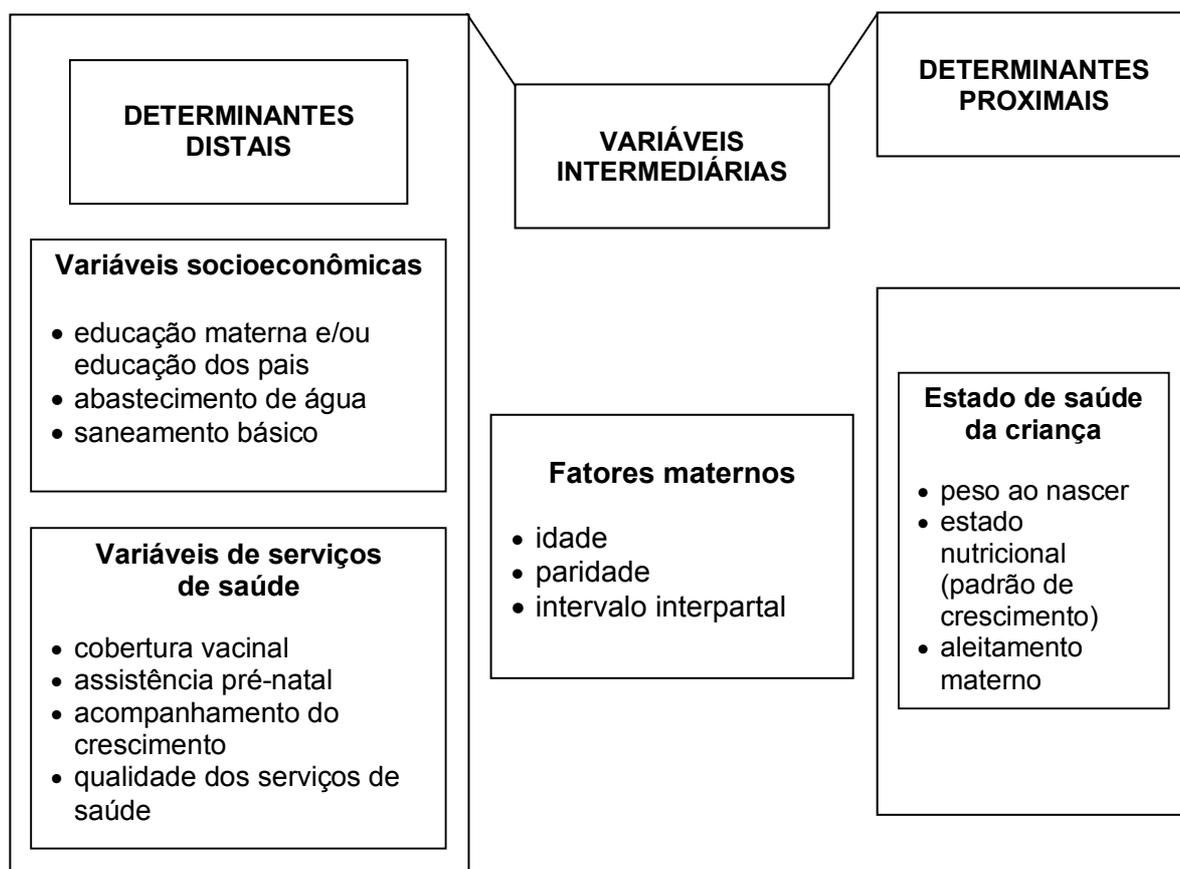


FIGURA 1 – Estrutura de análise dos determinantes da mortalidade infantil (adaptado de Mosley e Chen 1984)

Esse modelo vem sendo utilizado e modificado ao longo dos anos, no intuito de torná-lo cada vez mais completo e adaptado às mudanças inerentes ao processo da saúde materno-infantil.

Segundo Victora (2001), a importância dos fatores distais é imensa, pois, historicamente, são responsáveis pelos altos índices de mortalidade no

País e pela intensa disparidade entre as regiões e, alguns deles, podem ser modificados por intervenções diretas de curto prazo. Além disso, os problemas perinatais ou diarreia constituem as causas imediatas (proximais) do óbito, e sua ocorrência é determinada principalmente por fatores sociais, econômicos e culturais, como renda, educação e posse de terra (determinantes distais).

O reconhecimento dessa complexa relação entre mortalidade infantil, estruturas sociais e intervenções dos gestores em saúde tem produzido um consenso sobre o enfoque multicausal da mortalidade infantil (Leite e Silva 2000) e a constante investigação tem aprimorado a compreensão dos fatores envolvidos nesse tema.

Vale ressaltar a diferença metodológica existente entre os modelos conceituais hierarquizados e os modelos multiníveis ou hierárquicos. Os modelos conceituais tratam de uma hierarquia teórica construída, pressupondo uma hipotética rede causal e servem para orientar a análise e interpretação dos resultados, enquanto que os modelos multiníveis tratam estatisticamente de uma hierarquia inerente aos dados (Barros 2002).

No próximo item serão abordados alguns aspectos sobre a evolução e os principais determinantes da mortalidade infantil em alguns países nos últimos anos.

### **3. 3 A mortalidade infantil em alguns países**

Durante o século XX, o coeficiente de mortalidade infantil apresentou um acentuado declínio em quase todos os países do mundo (Perez e Leon 1990, Ahmad et al. 2000, Schneider et al. 2002), sendo que nos países desenvolvidos o declínio começou no final do século XIX, enquanto que nos países em desenvolvimento, houve um considerável declínio após o final da segunda guerra mundial (Ahmad et al. 2000).

As estatísticas de mortalidade infantil no mundo mostram uma grande disparidade, embora os números em geral venham diminuindo com o avanço da urbanização, do saneamento básico e dos serviços sanitários. Segundo

dados da Organização Mundial da Saúde (OMS), a cada ano morrem, atualmente, cerca de 11 milhões de crianças menores de 5 anos no mundo, o que representa cerca de 30 mil mortes por dia, das quais 40% ocorrem no primeiro ano de vida (Cidadania 2005).

Um dos desafios da Organização Mundial de Saúde está associado a um grande número de políticas sociais cujo objetivo é reduzir a mortalidade infantil, visto que, embora tenha ocorrido uma redução expressiva desse indicador, em muitas partes do mundo ainda são observados valores muito elevados (Diamond 2000).

De acordo com Rutstein (2000), os fatores que determinam a mortalidade infantil têm sido intensamente estudados por epidemiologistas e demógrafos, e uma importante conclusão dos estudos é que, na década de 90, houve uma redução nessas taxas. Entretanto, apesar da sobrevivência das crianças ter aumentado significativamente tanto em países desenvolvidos quanto em países em desenvolvimento, a desigualdade em saúde entre países, regiões e grupos socioeconômicos aumentou ao longo dos últimos anos (Costello e White 2001).

Embora os investimentos em saúde sejam crescentes, as desigualdades também têm aumentado, talvez pelo fato de que os investimentos sejam aplicados em ações direcionadas à população em geral, sem a preocupação com grupos de maior vulnerabilidade. Por exemplo, o acesso às novas tecnologias de cuidados intensivos neonatais e à terapia com surfactante por grupos mais favorecidos proporcionou uma redução maior na mortalidade infantil, ao contrário do que foi observado em grupos menos favorecidos (Victora et al. 2000). Os grupos economicamente desfavorecidos são mais suscetíveis porque não têm acesso às condições sanitárias, moradias, cuidados médicos, informações sobre cuidados e prevenções de doenças e noções de nutrição (Jeffrey 2001).

As condições de pobreza impostas pela localização geográfica podem ter forte implicação social, ou seja, com o aumento da pobreza em determinada região, os problemas relacionados a ela como o abuso de

drogas, a criminalidade, as doenças e a mortalidade infantil também tendem a aumentar (Szwarcwald 1999).

Das Gupta (1990) estudou na área rural de Punjab, na Índia, o efeito de alguns determinantes biológicos, socioeconômicos e comportamentais na mortalidade infantil, especialmente as habilidades maternas relacionadas aos cuidados com os filhos. A autora observou que em 12,6% das famílias ocorreram 62,2% das mortes na infância, indicando forte evidência de que as mortes se concentram em determinadas famílias, formando o que tem sido denominado de “conglomerados de mortes” (*death cluster*). Além disso, curtos intervalos entre nascimentos estariam associados às maiores probabilidades de óbito infantil, e a competição entre irmãos por recursos seria uma explicação plausível para esse fato. O baixo peso ao nascer mostrou-se associado aos maiores riscos de óbito infantil, especialmente no período neonatal. Os resultados do estudo sugerem que aspectos sociais estariam agindo mais fortemente do que relações econômicas, já que os melhores desfechos foram verificados independentemente da renda familiar, das condições de saúde ou dos níveis educacionais. A exposição à mídia, a educação e a ocupação materna não apresentaram efeito significativo sobre a mortalidade infantil. As crianças do sexo feminino apresentaram maiores riscos de óbito, provavelmente devido à preferência dessas comunidades por crianças do sexo masculino, e as desmamadas no primeiro mês de vida apresentaram risco bem superior de óbito se comparadas àquelas amamentadas adequadamente (não definido no estudo).

Leite (1994) avaliou o efeito da amamentação e do intervalo entre nascimentos sobre a mortalidade infantil, realizando um estudo com dados da Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nordeste (1991), para cada um dos três grupos (1 a 2 meses, 3 a 5 meses, 6 a 11 meses). No primeiro grupo, as crianças não amamentadas ou desmamadas no primeiro mês de vida apresentaram um risco 5 vezes maior do que o encontrado entre as que receberam leite materno exclusivo. Para as crianças do segundo grupo, o desmame total ocorrido no primeiro mês gerou um risco de óbito correspondente a 5,5 vezes o das crianças em aleitamento exclusivo ou

parcial no início do intervalo. No terceiro grupo, o autor observou que os riscos de óbito dos lactentes desmamados no intervalo anterior (3 a 5 meses) representaram 4,4 vezes os riscos encontrados entre crianças em aleitamento exclusivo ou parcial, enquanto que crianças desmamadas no intervalo de 1 a 2 meses apresentaram 6,3 vezes o risco de óbito daquelas em aleitamento exclusivo ou parcial. Além disso, observou associação significativa entre número de consultas pré-natais (no mínimo quatro) e mortalidade infantil para o grupo compreendido entre 6 e 11 meses.

Adentunji (1995) investigou a associação entre mortalidade infantil e educação materna por meio de uma pesquisa demográfica realizada de 1986 a 1987, no estado de Ondo, sul da Nigéria. A relação inversa entre educação materna e mortalidade infantil, que não ficou aparente na análise univariável, mostrou-se significativa depois de controlada para o efeito da duração do aleitamento, sugerindo que mulheres com melhor grau de escolaridade buscariam mais precocemente os serviços de saúde e teriam condições de desenvolver cuidados maternos com maior qualidade. Os resultados da regressão logística mostraram que, embora a idade materna e o tempo de aleitamento tenham sido os principais preditores significativos da sobrevivência infantil, aparentemente são apenas variáveis que mostram os efeitos das desigualdades nas condições econômicas.

Um estudo conduzido por Singh e Yu (1995) investigou as tendências, os diferenciais e as projeções da mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal nos Estados Unidos, de 1950 a 2010, segundo raça e etnia, educação materna, renda familiar e causa do óbito. Os autores observaram acentuado declínio nas taxas de mortalidade infantil nas últimas quatro décadas, atribuído ao decréscimo da mortalidade por pneumonia, doenças respiratórias, prematuridade, baixo peso ao nascer, anomalias congênitas e acidentes. Entretanto, apesar dessa redução, ainda existem substanciais diferenças entre fatores raciais e étnicos, educacionais e financeiros. Foi observado que o risco de óbito é cerca de 2 vezes maior em crianças negras do que em brancas, e esse resultado deverá prevalecer durante os próximos 18 anos ou mais. Também foram observadas diferenças entre outras raças e

grupos étnicos, assim como foram evidentes as diferenças por nível educacional e renda familiar. A mortalidade neonatal declinou mais rapidamente se comparada à pós-neonatal na população total para esse período. Em 1991, as anomalias congênitas foram as principais causas de óbito infantil, seguidas da síndrome da morte súbita, prematuridade, baixo peso ao nascer e síndrome da angústia respiratória.

Manda (1999) investigou fatores associados à mortalidade infantil e à mortalidade na infância (menos de 5 anos), com informações de uma pesquisa de demografia e saúde realizada em 1992, no Malawi (África Oriental), por meio dos modelos de risco proporcional de Cox. O autor identificou que o fator de maior influência sobre a mortalidade infantil foi a amamentação, mesmo após o controle de variáveis como o intervalo entre os nascimentos e após considerar o possível efeito do desmame devido ao adoecimento da criança. Verificou também que o efeito do intervalo prévio da gestação tende a ser mais importante do que a paridade na determinação dos riscos de óbito infantil, além de que existe maior risco de óbito entre os primeiros nascimentos e entre aqueles de ordem 6 ou mais, mas não encontrou associação significativa relacionada a pequenos intervalos interpartais. Ao contrário da educação materna, a existência de água encanada e de eletricidade no domicílio não mostraram efeito significativo.

Em estudo realizado na Índia, Claeson et al. (2000) mostraram que a mortalidade infantil diminuiu substancialmente de 1981 a 1997. Também observaram que a redução do componente pós-neonatal foi superior ao neonatal, aumentando assim a importância relativa da mortalidade perinatal e neonatal. Entretanto, essa redução vem ocorrendo muito lentamente, principalmente nas áreas urbanas, devido a menores condições sociais, culturais e sanitárias maternas.

Outro estudo desenvolvido na Índia por Bhalotra (2004) evidenciou que o risco de mortalidade é influenciado pelo intervalo interpartal e que a heterogeneidade não observada dos efeitos maternos e da comunidade explica, em parte, a correlação com a mortalidade neonatal em sucessivas crianças observadas nos dados, sendo que outra parte é explicada pelo

intervalo de tempo entre os nascimentos. Entretanto, a maior parte dessa correlação pode ser explicada por transtornos da saúde mental induzidos pela morte de uma criança, fazendo com que determinados aspectos do comportamento materno aumentem as chances de óbitos subseqüentes.

Sastry (2004) examinou os diferenciais na mortalidade infantil em crianças menores de 5 anos, entre área urbana e rural, por lugar de residência, em São Paulo, de 1970 a 1991. Por meio de regressão por mínimos quadrados ponderados (número de nascidos vivos por mãe como fator de ponderação), o autor encontrou uma importante redução na mortalidade infantil associada a uma substancial melhoria nas condições de vida, mudança nos padrões de urbanização, melhoria do nível educacional e outras alterações demográficas e socioeconômicas.

Em estudo de revisão bibliográfica em 2.085 artigos, de 1993 a 1997, com enfoque nas causas e fatores de risco para a mortalidade infantil em diferentes países, Kozu et al. (2005) verificaram que o baixo peso ao nascer foi a principal causa de morte infantil. Com relação aos fatores maternos verificaram que segundo a etnia, os filhos de mães negras apresentaram maiores taxas de mortalidade com relação à gemelaridade, ao peso ao nascer, à prematuridade e à situação socioeconômica da mãe quando comparados a crianças brancas. Também verificaram que fatores ambientais são determinantes da taxa de mortalidade infantil, sendo que crianças nascidas em áreas urbanas apresentaram menor coeficiente de mortalidade em comparação às nascidas no meio rural. Além disso, concluíram que a ausência de saneamento básico e a poluição excessiva do ar também contribuem para o aumento das taxas de mortalidade infantil.

No Quênia, Omariba et al. (2005) examinaram a correlação dos riscos de mortalidade entre irmãos usando dados do Inquérito Demográfico e de Saúde de 1998, baseado em entrevistas individuais com mulheres de idade entre 15 e 49 anos e seus companheiros. Como nascimentos e mortes são eventos recorrentes, foram estimados modelos de regressão logística de seqüência binária, os quais se originam do modelo logístico padrão, mas que incluíram efeitos aleatórios bem como de defasagens. Os autores

observaram que a incidência da mortalidade em crianças menores de 5 anos não é aleatória, ou seja, que existem “conglomerados de mortes” entre irmãos, e que os fatores característicos da família associados à mortalidade variam com o tempo. Os resultados sugerem que a educação materna, a etnia, a religião, o estado civil, o tipo de casamento e das instalações sanitárias também estiveram significativamente associados ao agrupamento de mortes na infância, além da idade materna e do intervalo interpartal.

Rodwin e Neuberg (2005), em estudo que investigou a associação entre as taxas de mortalidade infantil e a renda média familiar ou dois diferentes índices de privação, através da vizinhança urbana (bairros) em quatro cidades: Nova Iorque (Manhattan), Londres, Paris e Tóquio, para os períodos 1988-1992 e 1993-1997, utilizaram análise de regressão binomial negativa, controlada para os nascimentos. Os autores encontraram associação significativa entre mortalidade infantil e renda, sendo bem superior em Manhattan, para os dois períodos, sugerindo que mães de vizinhanças mais pobres têm acesso a serviços de saúde inadequados. Em Tóquio essa associação não foi observada, sendo que em Paris e Londres foi significativa apenas no segundo período.

Roushdy et al. (2005) investigaram se os padrões de pobreza da família e da vizinhança (favelas) alteram as chances da sobrevivência infantil em áreas urbanas do Egito em 2003, incluindo um pequeno conjunto de variáveis socioeconômicas, controladas para sexo, idade da mãe, educação dos pais e ordem de nascimento. Os autores observaram que a mortalidade em famílias pobres depende muito mais do seu próprio padrão de vida do que da composição econômica da vizinhança. O sexo feminino foi significativo para mortalidade em crianças menores de 5 anos, mas não para mortalidade infantil; altas ordens de nascimento não apresentaram efeito significativo; filhos de mães adolescentes têm mais probabilidade de morrer antes dos 5 anos do que filhos de mães mais velhas; e a educação dos pais apresentou efeito significativo sobre as chances de sobrevivência das crianças.

Um estudo sobre a evolução da mortalidade infantil, conduzido por Hill e Choy 2006, analisou os resultados de 80 inquéritos realizados entre 1980 e 2000, em 31 países, incluindo o Brasil. Os autores concluíram que o declínio tem sido mais rápido para a mortalidade neonatal tardia e a pós-neonatal. Além disso, essas reduções não foram distribuídas igualmente entre as regiões, sendo que países da América Latina e do Caribe, da África da Norte e Oriente Médio, do Sul e Sudeste Asiático e do Pacífico decresceram mais rapidamente, enquanto que no Sub-Sahara da África, a redução foi mais lenta, particularmente no período neonatal precoce.

A evolução e os principais determinantes da mortalidade infantil no Brasil nos últimos anos serão abordados no próximo item.

### **3. 4 A mortalidade infantil no Brasil**

A mortalidade infantil e materna são importantes indicadores das condições de saúde, ambientais como também do nível socioeconômico da população. Vários estudos apontam a redução da mortalidade infantil desde as primeiras décadas do século XX, principalmente por causa da melhoria do saneamento básico, da assistência pré-natal e do aumento das taxas de aleitamento materno (Mello-Jorge et al. 2001).

O Ministério da Saúde registrou, no Brasil, de 2002 a 2004, uma queda de 8,7% na mortalidade infantil e de 7,3% na mortalidade neonatal. Em 2002, a taxa da mortalidade infantil foi de 25,1 por mil nascidos vivos, passando para 23,1 em 2004. A taxa da mortalidade neonatal foi de 16,5 por mil nascidos vivos para 15,3 no mesmo período (MS 2006).

No Brasil, a redução da taxa de mortalidade pode estar relacionada à ampliação dos serviços de saneamento básico, principalmente ao aumento do número de domicílios abastecidos com água, à ampliação da oferta dos serviços do Sistema Único de Saúde e atenção básica, ao aleitamento materno, à terapia de reidratação oral, ao aumento das coberturas vacinais e à queda da fecundidade. Todos esses aspectos proporcionam melhor

qualidade de vida e, conseqüentemente, impactos positivos na vida da população (MS/SVS 2004c).

As maiores quedas têm ocorrido para o componente pós-neonatal, nas regiões mais desenvolvidas e nas áreas urbanas (Paim e Costa 1993, Bercini 1994, Victora et al. 1994, Leal e Szwarcwald 1996a). Entretanto, as diferenças regionais acentuadas fazem com que o processo de redução da mortalidade infantil ocorra mais lentamente em algumas regiões do País.

As causas de mortalidade infantil no Brasil também sofreram modificações nos últimos anos. Na década de 80, as principais causas de óbitos estavam relacionadas às doenças infecto-contagiosas, que sofreram um declínio nas décadas seguintes, enquanto que as causas perinatais, decorrentes da gravidez, do parto e do nascimento foram responsáveis por mais de 50% das causas de óbitos no primeiro ano de vida (MS/SVS 2004c).

Alguns trabalhos descritivos e analíticos sobre a mortalidade infantil no Brasil são apresentados nas Tabelas 1 e 2.

No Rio Grande do Sul, o coeficiente de mortalidade infantil apresentou um decréscimo importante, passando de 48,4 óbitos por mil nascidos vivos em 1970 para 15,2 em 2004. Seus dois componentes, a mortalidade neonatal (0 a 27 dias) e a pós-neonatal (28 a 364 dias), também diminuíram de 19,4 para 10,1 e de 28,7 para 5,1 óbitos por mil nascidos vivos, respectivamente. No entanto, a redução ocorrida no estado nas últimas décadas não se manifestou de forma uniforme no território.

A partir de 1981, a mortalidade pós-neonatal passou a ser inferior à mortalidade neonatal. Isto se explica pela grande redução na mortalidade por doenças infecto-contagiosas, principalmente por diarreia. A redução da mortalidade infantil neonatal foi menos intensa e ocorreu, basicamente, devido a uma melhor atenção pré-natal (SCP/RS 2004).

No período de 1998 a 2000, 57,2% dos municípios gaúchos possuíam mortalidade infantil inferior à média do estado (15,3 óbitos por mil nascidos vivos) e 28,7% dos municípios apresentavam taxas inferiores a 10 óbitos por mil nascidos vivos. Posteriormente, no período de 2001 a 2003, 57,5% dos municípios apresentaram taxas de mortalidade infantil inferior à média do

estado (15,7 óbitos por mil nascidos vivos) e 33,1% dos municípios estavam com mortalidade infantil inferior a 10 óbitos por mil nascidos vivos (SCP/RS 2004).

A média da mortalidade infantil no período de 1994 a 1998 foi de 17,9 óbitos por mil nascidos vivos, estabilizando um processo acentuado de queda que se originou no início da década de 70, quando as taxas eram superiores a 50 óbitos por mil nascidos vivos. Dos 467 municípios existentes na época 60,1% estavam abaixo da média do estado e 26,8% possuíam mortalidade infantil inferior a 10 óbitos por mil nascidos vivos.

A análise por município gaúcho no período 1994 a 1998 mostra um padrão de continuidade territorial nos municípios das regiões da Campanha e Fronteira Oeste, com taxas de mortalidade infantil superiores a 25 óbitos por mil nascidos vivos.

Comparando os principais grupos de causa da mortalidade infantil nos anos 1970, 1999 e 2003, salienta-se a importância proporcional das causas perinatais e anomalias congênitas que vêm aumentando significativamente sua participação na mortalidade infantil. Essa mudança é consequência do processo de redução da mortalidade infantil como um todo, onde a diminuição da participação das doenças infecciosas e mal definidas teve importante papel.

#### 3.4.1 Estudos descritivos e analíticos sobre a mortalidade infantil desenvolvidos no Brasil

Na Tabela 1, são apresentadas as principais características de alguns estudos descritivos sobre mortalidade infantil no Brasil.

TABELA 1 – Estudos descritivos sobre mortalidade infantil no Brasil

Autor	Local	Periódico	Ano	Desfecho	Definição	Método	Dados e período
Bercini	Maringá PR	Rev Saúde Pública	1994	Mortalidade neonatal	Neonatal < 28 dias	Base populacional Percentual por idade, duração da gestação, peso ao nascer e causa básica	Secundários DO 1990
Victoria et al.	RS	Rev Saúde Pública	1994	Mortalidade infantil, peso ao nascer e cobertura vacinal	Neonatal < 28 dias Pós-neonatal 28 a 365 dias Pré-escolares Peso < 2500g	Base populacional Série temporal Distribuição espacial Análise de correlação	Secundários SES/RS 1980 - 1992
Leal e Szwarcwald	RJ	Rev Saúde Pública	1996	Mortalidade neonatal	Neonatal < 28 dias	Base populacional Série temporal Variação anual	Secundários SIM/IBGE 1979 - 1993
Leal e Szwarcwald	RJ	Cad Saúde Pública	1996	Mortalidade neonatal	Neonatal < 28 dias	Base populacional Variação dos coeficientes/causas e mortalidade proporcional	Secundários SIM/IBGE 1979 - 1993
Menezes et al.	Pelotas RS	Cad Saúde Pública	1996	Mortalidade perinatal, fetal e neonatal precoce	Fetal ≥ 28 semanas Neonatal < 7 dias Peso ≥ 500g	Coorte de base populacional n=194 (1982) e n=117 (1993) Comparação temporal	Primários 1982 1993
Leite et al.	Fortaleza CE	J Pediatr (Rio J.)	1997	Mortalidade perinatal, fetal e neonatal precoce	Fetal e neonatal precoce Peso ≥ 500g	Coorte de base populacional (n=1337) Coeficientes por peso e causas	Secundários SINASC Prontuários DO 1995
Miura et al.	Porto Alegre RS	Rev Assoc Med Bras	1997	Mortalidade perinatal, fetal e neonatal	Fetal e neonatal Peso ≥ 500g	Base hospitalar (n=632) Comparação de causas básicas Taxas por peso	Secundários Prontuários 1984 - 1990
Mariotoni e Barros Filho	Campinas SP	Rev Saúde Pública	2000	Mortalidade neonatal	Óbitos hospitalares inclui > 28 dias	Base hospitalar (n=1134) Coeficientes por faixas de peso	Secundários Registros hospitalares 1975 - 1996
Ribeiro e Silva	São Luís MA	Cad Saúde Pública	2000	Mortalidade neonatal	Neonatal < 28 dias	Base populacional (n=5435) Série temporal Variação das taxas	Secundários SIM/IBGE 1979 - 1996
Schramm e Szwarcwald	Brasil	Cad Saúde Pública	2000	Mortalidade fetal, neonatal precoce e tardia	Fetal Neonatal precoce 0 a 6 dias tardio 7 a 27 dias	Base populacional Comparação de taxas	Secundários SIH/SUS 1995

SINASC (Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos); SIM (Sistema de Informações sobre Mortalidade); IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística); Fundação SEADE (Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados); SES/RS (Secretaria Estadual de Saúde do RS)

TABELA 1 – Estudos descritivos sobre mortalidade infantil no Brasil (continuação)

Autor	Local	Periódico	Ano	Desfecho	Definição	Método	Dados e período
Lansky et al.	Belo Horizonte MG	Cad Saúde Pública	2002	Mortalidade perinatal, fetal e neonatal precoce	Fetal > 22 semanas e/ou > 500g Neonatal < 7 dias e > 500g	Coorte de base populacional (n=826) Coeficientes por peso e causas	Secundários SINASC Prontuários DO 1999
Machado	SP	Rev Bras Epidemiol	2004	Mortalidade infantil	Neonatal Pós-neonatal	Transversal (n=12793) Proporção por causa básica e múltipla	Secundários Fundação SEADE 1999
Caldeira et al.	Belo Horizonte MG	Rev Saúde Pública	2005	Mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal	Neonatal < 28 dias Pós-neonatal 28 dias a 11 meses	Base populacional Longitudinal Regressão linear simples	SIM/IBGE 1984 - 1998
Ferrari et al.	Londrina PR	Cad Saúde Pública	2006	Mortalidade infantil e neonatal	Neonatal Peso ≥ 500g	Base populacional Coorte (n=202) Análise univariável	Secundários SINASC/DO 1994, 1999 e 2002

SINASC (Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos); SIM (Sistema de Informações sobre Mortalidade); IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística); Fundação SEADE (Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados); SES/RS (Secretaria Estadual de Saúde do RS)

A seguir, são apresentadas as principais características e alguns resultados dos estudos da Tabela 1.

Bercini (1994) descreveu a mortalidade neonatal (menos de 28 dias) em Maringá, PR (1990), usando dados das declarações de óbitos, prontuários hospitalares, entrevistas domiciliares e prontuários médicos. As causas de óbitos foram consideradas segundo a Nona Classificação Internacional de Doenças. O coeficiente da mortalidade infantil foi 25,6 por mil e o neonatal foi 19,4 por mil. A maioria dos óbitos ocorreu na primeira semana de vida (92,0%), em recém-nascidos com menos de 37 semanas de gestação (79,8%), em crianças com baixo peso ao nascer (74,1%), em recém-nascidos do sexo masculino (56,3%) e nos partos cesáreos (54,2%). As doenças perinatais e as anomalias congênitas foram as principais causas de óbito neonatal (83,2%).

Victora et al. (1994) descreveram a evolução temporal (1980 a 1992) e a distribuição espacial (1990) de alguns indicadores da saúde das crianças no Rio Grande do Sul. Foram obtidos dados de mortalidade (óbitos registrados em cartório), peso ao nascer (SINASC) e cobertura vacinal junto

à Secretaria de Saúde e Meio Ambiente, segundo a divisão geográfica por Delegacia Regional de Saúde. A mortalidade infantil apresentou reduções marcantes (de 39,0 para 19,3 por mil), sendo que as causas infecciosas (incluindo diarreia) e a desnutrição apresentaram reduções mais rápidas do que o conjunto da mortalidade. A prevalência de baixo peso ao nascer (menos de 2500 g) oscilou entre 8 e 10%, com discreto aumento até 1991. A cobertura da vacina tríplice em menores de um ano variou entre 79% e 99%, com aumento acentuado em 1991. Os autores observaram correlação significativa entre o baixo peso ao nascer (0,75) e a mortalidade proporcional em menores de um ano (0,66), com o coeficiente de mortalidade infantil. A mortalidade e o baixo peso ao nascer mostraram-se desigualmente distribuídos dentro do estado, sendo mais precárias as condições de saúde nas regiões Sul e Oeste, além da Região Metropolitana. A região Norte do estado mostrou melhores condições de saúde.

Leal e Szwarcwald (1996a) descreveram a evolução (1979 a 1993) da mortalidade neonatal (menos de 28 dias) no Rio de Janeiro, usando dados populacionais provenientes do SIM para óbitos e do IBGE para nascidos vivos. A evolução da mortalidade pós-neonatal foi utilizada como um parâmetro de comparação. Para caracterizar as séries temporais, foram calculadas as taxas percentuais de variação anual, definidas como o coeficiente angular da regressão exponencial. Os óbitos foram analisados segundo três regiões: capital, cinturão metropolitano e interior, incluindo apenas aqueles devido às causas infecciosas e desnutrição, com o intuito de retirar o que é característico da mortalidade pós-neonatal. O coeficiente de mortalidade infantil passou de 50,8 por mil (1979) para 29,0 (1993), sendo que essa redução não foi homogênea entre as regiões consideradas. A mortalidade neonatal teve decréscimo lento em todas as áreas, com pior desempenho no interior (1,4% ao ano) e melhor na capital (2,59% ao ano). Considerando a análise do número de dias ou semanas após o nascimento, observaram que ocorreu aumento na proporção dos óbitos no primeiro dia de vida e no grupo de 1 a 6 dias, enquanto que no grupo dos neonatais tardios e dos pós-neonatais houve uma redução significativa.

Leal e Szwarcwald (1996b) utilizaram a taxa de variação anual segundo critério proposto, partindo da classificação idealizada pela Fundação SEADE em 1991. Para os óbitos ocorridos no primeiro dia de vida, a imaturidade e o crescimento fetal restrito foram as únicas causas que mostraram declínio significativo, 5,0% e 5,9%, respectivamente. A maior elevação foi observada para as afecções respiratórias, com 5,8% ao ano. Para os óbitos de 1 a 6 dias de vida, observaram redução de 6,1% para hipóxia intra-uterina e asfixia ao nascer e de 3,0% nas causas reduzíveis por adequado controle da gravidez e adequada atenção ao parto. Os outros problemas respiratórios do recém-nascido demonstraram um expressivo aumento (3,0%) para esse grupo etário. Para os óbitos pós-neonatais, houve uma redução acentuada (9,2%) no subgrupo composto pelas diarreias, deficiências nutricionais e pneumonias.

Menezes et al. (1996) estudaram a tendência temporal da mortalidade infantil referente a duas coortes de Pelotas, RS (1982, 1993), incluindo todos os óbitos neonatais precoces, tardios e pós-neonatais verificados em hospitais, cartórios e cemitérios. Observaram uma importante redução do coeficiente de mortalidade infantil (42%) nesse período, passando de 36,0 por mil nascidos vivos para 21,1 por mil, principalmente, devido à redução dos óbitos pós-neonatais (57%). Em 1993, as principais causas da mortalidade infantil foram as perinatais (11,1 por mil), malformações congênitas (4,8 por mil), diarreia (1,7 por mil) e infecções respiratórias (1,3 por mil). A mortalidade entre crianças de baixo peso ao nascer (menos de 2500g) foi 12 vezes a das crianças com peso adequado. A mortalidade entre crianças de famílias de renda baixa (um salário mínimo) foi 7 vezes a de crianças de renda alta (10 salários mínimos). Comparando-se as crianças de baixo peso e renda alta com as de baixo peso e renda baixa, observaram uma redução na mortalidade de 67% e 36%, respectivamente, evidenciando a permanência de desigualdade social.

Leite et al. (1997) analisaram a mortalidade perinatal e neonatal, estimando as taxas e a proporção de mortes evitáveis em Fortaleza, CE (1995). Foram estudadas todas as crianças nascidas vivas ou mortas nas 17

maternidades públicas e conveniadas (SUS), com peso ao nascer igual ou superior a 500 g, sendo os dados obtidos de prontuários, registros hospitalares, declarações de óbitos e do SINASC. Os óbitos perinatais foram classificados por peso e grupo de causas, segundo a classificação de Wigglesworth, modificada para avaliar sua evitabilidade, sendo 48,4% óbitos fetais anteparto, 34,7% por imaturidade, 8,9% por asfixia, 5,4% por malformações, e os outros por condições específicas. Apesar da baixa prevalência de baixo peso (7,4%) foram elevados os coeficientes de mortalidade perinatal (32,8), fetal (17,9) e neonatal precoce (15,1), sendo considerados evitáveis 34,0% dos óbitos perinatais, apontando para problemas na assistência pré-natal.

Miura et al. (1997) compararam as tendências da mortalidade perinatal, fetal e neonatal no Hospital de Clínicas de Porto Alegre, RS (1984 a 1987 e 1988 a 1990), usando dados de registros e prontuários de crianças com peso ao nascer igual ou superior a 500 g. O coeficiente de mortalidade perinatal foi 28,4, o fetal 18,4 e o neonatal 12,7 por mil nascidos vivos. Os recém-nascidos de baixo peso (menos de 2500 g) representaram 11,2% do total de nascimentos, porém foram responsáveis por mais de 80% do total de óbitos; os menores de 1500 g representaram 1,8% do total de nascimentos, sendo que 57% deles foram a óbito, não ocorrendo redução significativa na taxa de mortalidade nessa faixa de peso de um período para outro. As causas mais frequentes de morte neonatal foram as infecções agudas intra-uterinas e a doença da membrana hialina; para os natimortos, foram a asfixia, as infecções intra-uterinas e a toxemia, com poucas diferenças entre os dois períodos.

Mariotoni e Barros Filho (2000) descreveram as taxas de mortalidade hospitalar por peso ao nascer na Maternidade de Campinas, SP (1975 a 1996). Foram utilizados os registros hospitalares de nascimentos e óbitos ocorridos antes da alta hospitalar, independente da idade, assim como relatórios anuais de assistência médica, sem especificação da definição usada para óbito neonatal. A prevalência de baixo peso ao nascer permaneceu em torno de 9%, sendo que os recém-nascidos de baixo peso

foram responsáveis por 69,2% dos óbitos em 1975 e 82,7% em 1996. A taxa de mortalidade hospitalar passou de 17 para 11 por mil nascidos vivos, com grande redução (64,5%) na faixa de peso de 1000 a 1499 g.

Ribeiro e Silva (2000) avaliaram a evolução da mortalidade neonatal (menos de 28 dias) em São Luís, MA (1979 a 1996), usando dados populacionais provenientes do SIM para óbitos e do IBGE para nascidos vivos. Foi calculada, por regressão exponencial, a taxa percentual de variação anual, além da mortalidade proporcional nos menores de um ano (neonatal e pós-neonatal), mortalidade proporcional neonatal por dias de vida e mortalidade proporcional nos menores de um ano por grupos de causas, segundo a classificação da Fundação SEADE. O coeficiente de mortalidade neonatal passou de 10,45 para 28,23 por mil nascidos vivos, representando 6,74% de acréscimo por ano. A mortalidade pós-neonatal apresentou redução significativa (5,16% ao ano) no período, passando de 23,26 para 10,63 por mil. A maioria dos óbitos ocorreu devido às causas reduzíveis, sugerindo deficiência na assistência pré-natal, ao parto e ao neonato. Não foi realizada uma análise segundo o peso ao nascer devido ao grande percentual de dados faltantes.

Schramm e Szwarcwald (2000) estudaram as taxas de mortalidade neonatal (precoce e tardia) e de natimortalidade hospitalares para as 27 Unidades da Federação e para as 5 regiões do Brasil (1995), utilizando os registros do Sistema de Informações Hospitalares (SIH/SUS). A taxa de natimortalidade foi maior na região Sudeste (16 por mil), seguida da região Nordeste (13 por mil). Para o componente neonatal, encontraram as maiores taxas nas regiões Sudeste e Sul, respectivamente. O maior percentual de partos domiciliares foi observado no Amazonas (17,4%), e o menor, no Distrito Federal (0,6%). Não foi avaliado o peso ao nascer e a idade gestacional, por não estarem presentes nos formulários da AIH (Autorização de Internação Hospitalar). As grandes variações encontradas sugerem subestimativas nas Regiões Norte e Nordeste.

Lansky et al. (2002) estudaram os 826 óbitos perinatais ocorridos, em Belo Horizonte, MG (1999). O nascido morto com peso acima de 500 g e/ou

idade gestacional maior que 22 semanas foi considerado como perda fetal, e, óbito neonatal precoce, o ocorrido com menos de 7 dias de vida e peso ao nascer maior que 500 g. As informações sobre os nascidos vivos foram obtidas do SINASC do município, com cobertura de 100,0%. Os óbitos foram avaliados com base na consulta às declarações e prontuários hospitalares para confirmação da causa básica, segundo os critérios utilizados pela classificação de Wigglesworth modificada, que analisa a causa de óbito de acordo com a possibilidade de prevenção. Os autores encontraram 55,8% de óbitos fetais tardios e 44,2% de óbitos neonatais precoces, sendo 75,3% e 10,1%, respectivamente, os percentuais de baixo peso ao nascer. Os coeficientes foram apresentados por faixas de peso e classificação de causa. Predominou o grupo de asfixia intraparto (34,9%), seguido dos óbitos anteparto (30,1%) e por imaturidade (22,6%). De acordo com a classificação utilizada, em torno de 46% dos óbitos poderiam ter sido evitados. Esse valor pode estar sendo subestimado pelo limite de viabilidade de 1500 g, considerado defasado para o contexto da atual assistência perinatal.

Machado (2004) descreveu o padrão da mortalidade infantil em São Paulo (1999), comparando as causas básicas e múltiplas de óbito. Foram utilizadas informações dos 12793 óbitos registrados na Fundação SEADE. As causas de óbitos foram classificadas em 28 grupos, segundo a Décima Classificação Internacional de Doenças, por meio de análise de componentes principais para identificar grupos de causas múltiplas, responsáveis pelos óbitos. Os transtornos respiratórios e cardiovasculares específicos do período perinatal (24,2%), os transtornos relacionados com a duração da gestação e crescimento fetal (20,2%), as malformações congênitas (8,6%) e as infecções perinatais (7,6%) representaram as principais causas múltiplas de óbito. Foram compostos três grupos devido a causas de origem: doenças pós-neonatais, doenças infecciosas e redutíveis; complicações de procedimentos e causas externas e transtornos perinatais não associados ao baixo peso e/ou à imaturidade.

Caldeira et al. (2005) analisaram a evolução da mortalidade infantil em Belo Horizonte, MG (1984 a 1998), usando dados populacionais

provenientes do SIM para óbitos e do IBGE para nascidos vivos, com correção para registros atrasados, considerando os grupos de causas evitáveis no período neonatal e pós-neonatal, de acordo com a Nona e a Décima Classificação Internacional de Doenças. Foi utilizada a regressão linear simples para ajuste das curvas de tendência das taxas, identificando uma redução na mortalidade infantil de 48,5 para 22,1 por mil nascidos vivos, ou seja, 54%. Os decréscimos foram de, aproximadamente, 38% para a mortalidade neonatal e 69% para a pós-neonatal, sendo mais acentuado nos últimos quatro anos do estudo. A maior variação ocorreu para a mortalidade devido às afecções perinatais e ao grupamento diarreia-pneumonia-desnutrição, enquanto que a mortalidade por anomalias congênitas apresentou-se relativamente constante no período.

Ferrari et al. (2006) analisaram os óbitos neonatais (menos de 28 dias) em Londrina, PR (1994, 1999, 2002), excluindo as crianças com peso ao nascer inferior a 500 g. As informações foram obtidas das Declarações de Nascidos Vivos do SINASC e da análise individualizada das Declarações de Óbito, sendo que os óbitos foram agrupados segundo critérios de evitabilidade adaptados da Fundação SEADE. Os coeficientes de mortalidade infantil foram, respectivamente, 17,8; 13,3 e 10,0 por mil nascidos vivos, sendo 10,1; 9,3 e 6,4 os valores correspondentes aos óbitos neonatais. Entre 70 e 82% dos óbitos ocorreram no período neonatal precoce (menos de 7 dias), com 35 a 42% desses ocorrendo nas primeiras 24 horas de vida. O índice de cesarianas variou de 48 a 52%; o percentual de prematuros foi 6,3%, 6,4% e 8,4%; o índice de baixo peso (menos de 2500 g) foi 7,7%; 12% e 8,8%. Em 1994, a principal causa de óbito foi a prematuridade; em 1999 e 2002, corresponderam às causas maternas ou às complicações da gestação. Mais de 70% dos óbitos neonatais poderiam ter sido evitados por adequado controle da gravidez, atenção ao parto, ações de prevenção, diagnóstico e tratamento precoce.

Na Tabela 2, são apresentadas as principais características de alguns estudos analíticos sobre mortalidade infantil no Brasil.

TABELA 2 – Estudos analíticos sobre mortalidade infantil no Brasil

Autor	Local	Periódico	Ano	Desfecho	Definição óbito	Método	Dados e período
Leal e Szwarcwald	RJ	Rev Saúde Pública	1997	Mortalidade neonatal	Neonatal < 28 dias	Base populacional Ecológico Autocorrelação espacial	Secundários SIM/IBGE 1979 - 1981 1990 - 1992
Almeida e Mello-Jorge	Santo André SP	Rev Saúde Pública	1998	Mortalidade neonatal	Neonatal < 28 dias	Base populacional Coorte (n=55) Análise univariável	Secundários SIM/IBGE Prontuários 1992
Menezes et al.	Pelotas RS	Rev Saúde Pública	1998	Mortalidade perinatal	Fetal ≥ 28 semanas neonatal < 7 dias	Base populacional Coorte (n=117) Reg. logística (hierarquizado)	Primários 1993
Araújo et al.	Caxias do Sul RS	J Pediatr (Rio J.)	2000	Mortalidade neonatal precoce	Neonatal precoce ≤ 7 dias	Base populacional Coorte (n=42) Reg. logística	Primários Secundários Prontuários 1995
Morais Neto e Barros	Goiânia GO	Cad Saúde Pública	2000	Mortalidade neonatal	Neonatal < 28 dias	Base populacional Coorte (n=231) Linkage Reg. logística (hierarquizado)	Secundários SINASC/SIM 1992
Andrade e Szwarcwald	Rio de Janeiro RJ	Cad Saúde Pública	2001	Mortalidade neonatal 1º e 3º dia	Neonatal precoce ≤ 3 dias	Base populacional Ecológico Autocorrelação espacial	Secundários SINASC/SIM Censo IBGE 1995 - 1996
Costa et al.	Salvador BA	Cad Saúde Pública	2001	Mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal	Infantil < 1 ano	Base populacional Ecológico Análise espacial	SIM/DO IBGE 1991 - 1997 1991 e 1994
Morais Neto et al.	Goiânia GO	Cad Saúde Pública	2001	Mortalidade neonatal	Neonatal < 28 dias	Base populacional Ecológico Autocorrelação espacial	Secundários SINASC/SIM 1992 - 1996
Sarinho et al.	Recife PE	J Pediatr (Rio J.)	2001	Mortalidade neonatal	Neonatal Peso > 500g	Base populacional Caso-controle (n=2280) Linkage Reg. logística	Secundários SINASC/SIM DO 1995
Shimakura et al.	Porto Alegre RS	Cad Saúde Pública	2001	Mortalidade neonatal e pós-neonatal	Neonatal < 28 dias Pós-neonatal 28 a 364 dias	Base populacional Caso-controle (n=600) Análise espacial	Secundários SINASC/SIM 1998

SINASC (Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos); SIM (Sistema de Informações sobre Mortalidade); IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística)  
n = número de óbitos

TABELA 2 – Estudos analíticos sobre mortalidade infantil no Brasil (continuação)

Autor	Local	Periódico	Ano	Desfecho	Definição óbito	Método	Dados e período
Almeida et al.	São Paulo SP	Rev Bras Epidemiol	2002	Mortalidade neonatal	Neonatal	Base populacional Caso-controle (n=8874) <i>Linkage</i> Reg. logística (hierarquizado)	Secundários SINASC/SIM 1995
Machado e Hill	São Paulo SP	Rev Bras Epidemiol	2003	Mortalidade neonatal e pós-neonatal	Neonatal < 28 dias Pós-neonatal 28 dias a 1 ano	Base populacional Coorte (n=3842) <i>Linkage</i> Comp. principais Reg. logística	Secundários SINASC/SIM 1998
Almeida e Barros	Campinas SP	Rev Bras Epidemiol	2004	Mortalidade neonatal	Neonatal < 28 dias	Base populacional Caso-controle (n=351) Reg. logística (hierarquizado)	Secundários SINASC/SIM 2001 - 2002
Martins e Velásquez-Meléndez	Montes Claros MG	Rev Bras Saúde Matern Infant	2004	Mortalidade neonatal	Neonatal < 28 dias	Base populacional Coorte (n=275) <i>Linkage</i> Análise univariável Reg. logística	SINASC/SIM 1997 - 1999
Silva et al.	Maracanaú CE	Rev Bras Epidemiol	2006	Mortalidade infantil	Infantil < 1 ano	Base populacional Coorte (n=119) <i>Linkage</i> Análise univariável Reg. logística	Secundários SINASC/SIM O 2000 - 2002

SINASC (Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos); SIM (Sistema de Informações sobre Mortalidade); IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística)  
n = número de óbitos

A seguir, são apresentadas as principais características e alguns resultados dos estudos da Tabela 2.

Leal e Szwarcwald (1997) descreveram as distribuições espaciais da mortalidade neonatal (0 a 23h, 1 a 6 dias e 7 a 27 dias) no Rio de Janeiro (1979 a 1981 e 1990 a 1992), explorando os indicadores socioambientais e de assistência médica para explicar a ocorrência desses óbitos, usando os registros civis e as informações do SIM. Foi construído um indicador composto pela escolaridade, renda e condições sanitárias, chamado “nível socioeconômico”, usando dados censitários do IBGE para representar o componente socioambiental. Também foram utilizados: número de leitos

hospitalares, número de obstetras e proporção de partos cesáreos, obtidos do IBGE, para representar a assistência médica. Neste estudo ecológico, foram utilizadas medidas de autocorrelação espacial na análise estatística. Os autores encontraram uma redução acentuada para a faixa de 7 a 27 dias. Na década de 80, observaram associação direta da mortalidade com os indicadores socioambientais. Para 1991, foi identificada dependência espacial para as taxas no primeiro dia de vida, com correlação positiva entre os indicadores de assistência e a mortalidade.

Almeida e Mello-Jorge (1998) estudaram os possíveis fatores de risco para nascimentos de crianças pequenas para idade gestacional (PIG) e o crescimento intra-uterino restrito como fator de risco para mortalidade neonatal (menos de 28 dias) em Santo André, SP (1992), usando os registros hospitalares das maternidades, além do SINASC e do SIM, por meio de *linkage*. Para classificar o recém-nascido como PIG, foi usada a curva de peso ao nascer segundo a idade gestacional de Lubchenco, considerando-se os que se situavam abaixo do percentil 10. A idade gestacional baseou-se na data da última menstruação (DUM), excluindo os casos nos quais a data era desconhecida. A prevalência de PIGs encontrada foi 4,3%, sendo maior em filhos de mulheres com 35 anos ou mais. Foi realizada uma análise univariável, encontrando um risco maior de mortalidade neonatal comparando PIG e não-PIG (RR = 8,3), sendo que os riscos encontrados para pré-termos e não pré-termos foram, respectivamente, 4,8 e 10,6.

Menezes et al. (1998) acompanharam todos os nascimentos hospitalares ocorridos em Pelotas, RS (1993). Os óbitos perinatais (fetais, com 28 semanas ou mais e neonatais precoces, com menos de sete dias) foram acompanhados por meio de visitas às maternidades, unidades de tratamento intensivo pediátricas, berçários, enfermarias, pronto-atendimentos, cartórios de registro civil, Delegacia Regional de Saúde e cemitérios. Foi realizada uma análise de regressão logística não-condicional hierarquizada dos fatores de risco, com determinantes socioeconômicos no nível distal, reprodutivos e biológicos, no nível intermediário e o peso ao

nascer, no nível proximal. Os coeficientes de mortalidade foram: perinatal (22,1 por mil), fetal (10,5 por mil) e neonatal precoce (11,7 por mil). Os fatores de risco encontrados para mortalidade perinatal foram os recém-nascidos do sexo masculino (OR = 1,54), a idade materna igual ou superior a 35 anos (OR = 2,44) e o baixo nível econômico (OR = 2,90). Para os óbitos neonatais precoces, os fatores significativamente associados foram: sexo masculino (OR = 1,85), pré-natal inferior a cinco consultas (OR = 3,09), idade materna elevada (OR = 2,75) e baixo peso ao nascer (OR = 36,40), enquanto que, para os óbitos fetais foram: escolaridade materna inferior a quatro anos de estudo (OR = 3,01) e idade elevada da mãe (OR = 2,42).

Araújo et al. (2000) estudaram os fatores associados à mortalidade neonatal precoce (sete dias ou menos) em Caxias do Sul, RS (1995). Foram acompanhados todos os nascimentos hospitalares até o sétimo dia de vida, e o levantamento dos óbitos foi realizado por revisão dos prontuários, dos registros dos hospitais e na Delegacia Regional de Saúde. Foi utilizada a análise de regressão logística para ajustar um modelo com as variáveis investigadas (sociodemográficas, reprodutivas e características dos recém-nascidos). A probabilidade de morte neonatal precoce foi 7,44 por mil nascidos vivos, sendo que 47,6% dos óbitos ocorreram no primeiro dia de vida. As variáveis associadas à mortalidade neonatal precoce foram: história de natimortalidade (RR = 18,25), índice de Apgar no 1º minuto de vida menor que 7 (RR = 10,11), peso ao nascer menor que 2500 g (RR = 5,93), tempo de gestação inferior a 37 semanas (RR = 5,58), idade materna igual ou superior a 35 anos (RR = 4,52) e sexo masculino (RR = 4,16). A principal causa de óbito foi a doença da membrana hialina (21,4%), seguida das cardiopatias congênitas (14,3%), prematuridade extrema (11,9%) e descolamento prematuro da placenta (11,9%).

Morais Neto e Barros (2000) estudaram a mortalidade neonatal (menos de 28 dias) e pós-neonatal (28 dias a 1 ano incompleto) em Goiânia, GO (1992), usando dados do SINASC e do SIM através do procedimento automático de *linkage*, com pesquisa manual das declarações de nascimento e óbito para confirmação do procedimento. A maioria dos óbitos

(67,5%) ocorreu no período neonatal, e a probabilidade de morte ocorrer antes de um ano de vida foi de 16,3 por mil, sendo 11,0 por mil no período neonatal e 5,3 no pós-neonatal. Foi utilizada a análise de regressão logística para identificar os prováveis fatores de risco associados, sendo que, para os óbitos neonatais, foram nascimentos ocorridos em hospital público-estatal (OR = 2,28), prematuridade (OR = 8,94), peso ao nascer menor que 2500 g (OR = 8,92) e, como fator de proteção, parto cesáreo (OR = 0,58). Para os óbitos pós-neonatais, os autores encontraram os seguintes fatores associados: ausência de instrução materna (OR = 6,25), peso ao nascer menor que 2500 g (OR = 3,12) e nascimento ocorrido em hospital público-estatal (OR = 2,65). Não foi utilizada uma classificação de causas de óbito.

Andrade e Szwarcwald (2001) estabeleceram a distribuição espacial da mortalidade precoce (0 a 3 dias) no Rio de Janeiro, RJ (1995 a 1996), através de um estudo ecológico que explorou a relação entre indicadores socioeconômicos (analfabetismo, moradia, renda) e maternos (idade, pré-natal, tipo de parto, tipo de hospital, coeficiente de natalidade). Foram usadas informações do SINASC, SIM e Censo Demográfico do IBGE. A análise estatística utilizou técnicas para áreas geográficas (bairros), sendo observada dependência espacial significativa na taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida ( $p = 0,005$ ). As variáveis que melhor explicaram os aglomerados espaciais dos óbitos foram: proporção de mães adolescentes, de residentes em favelas em 1996 e de chefes com renda igual ou inferior a um salário mínimo. Os resultados apontaram expressivas correlações entre a falta de atenção pré-natal, a proporção de mães adolescentes, o nível de educação e a concentração de pobreza do bairro de residência, sugerindo que a mortalidade infantil sofre influência de fatores em níveis distintos.

Costa et al. (2001) descreveram a evolução da mortalidade infantil em Salvador, BA (1991 a 1997), considerando a distribuição espacial e um índice de condição de vida num estudo ecológico de base populacional. Foram usadas informações do SIM, IBGE e arquivos do Centro de Informações de Saúde da Secretaria de Saúde do estado da Bahia,

comparando a magnitude dos indicadores globais, dos grupos e causas específicas, dos componentes neonatal e pós-neonatal e da variação da mortalidade infantil. Em substituição ao número de nascidos vivos, foi utilizada a população de menores de um ano para o cálculo do coeficiente da mortalidade infantil, o qual passou de 29,2 (1991) para 27,9 (1997) por mil menores de um ano. Para a mortalidade neonatal, a proporção em relação ao total de óbitos em menores de um ano passou de 49,1% para 67,5%, enquanto que, para a mortalidade pós-neonatal, variou de 50,1% para 32,5%. Foram observadas desigualdades sociais, sendo a educação a variável de maior correlação significativa ( $r = -0,72$ ), seguida da renda baixa ( $r = 0,55$ ). A mortalidade infantil proporcional e o coeficiente de mortalidade infantil mostraram crescimento linear a partir do estrato de elevada (5,3%) para o de muito baixa (13,3%) condição de vida, além do intermediário (20,4%) para o de muito baixa (29,3%). As principais causas de óbito foram as afecções originadas no período perinatal, as doenças infecciosas e parasitárias, as doenças do aparelho respiratório e as anomalias congênitas.

Morais Neto et al. (2001) estudaram o padrão espacial dos componentes neonatal e pós-neonatal da mortalidade infantil em Goiânia, GO (1992 a 1996), realizando a *linkage* dos bancos do SINASC e SIM. Foram utilizadas estratégias de análise de dados de área, com taxas Bayesianas para minimizar a instabilidade das probabilidades de morte, eliminando flutuações aleatórias em pequenas áreas. As probabilidades médias de morte para os períodos neonatal foram, respectivamente, 10,9 e 5,3. A mortalidade neonatal e a pós-neonatal apresentaram autocorrelação espacial estatisticamente significativa, sendo que, para mortalidade neonatal, a antiga periferia da cidade mostrou o maior risco, possivelmente, devido às deficiências na qualidade da atenção pré-natal, ao parto e durante o período neonatal. No período pós-neonatal, os distritos de risco concentraram-se nas regiões periféricas, e, no neonatal, o padrão de ocorrência foi heterogêneo, com distritos de alto risco distribuídos em todas as regiões.

Sarinho et al. (2001) estudaram os fatores de risco para óbito neonatal no Recife, PE (1995), através de estudo caso-controle, utilizando a *linkage* das informações eletrônicas e escritas do SINASC e do SIM. Foi utilizada a análise de regressão logística para avaliar os fatores de risco teoricamente selecionados, considerando todos os óbitos de recém-nascidos com peso superior a 500 g. Dos óbitos neonatais, 84,9% ocorreram no período precoce (primeiros sete dias), concentrando-se nas primeiras 24 horas (46,6%), sendo 79,7% de baixo peso ao nascer (menos de 2500 g). A maioria das crianças que evoluíram para óbito no período neonatal precoce apresentou peso entre 500 e 1500 g. Os principais fatores de risco foram: peso menor que 1500 g (OR = 49,6) e entre 1500 e 2500 g (OR = 8,2), Apgar do 5º minuto inferior a 7 (OR = 44,1) e idade gestacional menor que 37 semanas (OR = 4,3).

Shimakura et al. (2001) analisaram a distribuição espacial da mortalidade infantil em bairros de Porto Alegre, RS (1998), por meio de um estudo caso-controle, utilizando a *linkage* dos dados do SINASC e SIM. Dentre as características individuais das crianças, ficou evidente a importância do peso ao nascer na determinação do óbito tanto neonatal quanto pós-neonatal ( $p < 0,001$ ). A prematuridade mostrou-se associada à mortalidade neonatal ( $p = 0,002$ ), e a instrução da mãe à mortalidade pós-neonatal ( $p = 0,001$ ). Foi observada variação espacial significativa no risco de mortalidade neonatal ( $p = 0,024$ ), identificando áreas de alto e uma de baixo risco. Quanto ao risco de mortalidade pós-neonatal, não ocorreu variação significativa na região ( $p = 0,137$ ).

Almeida et al. (2002) estudaram a influência do peso ao nascer, além de fatores sociodemográficos e assistenciais na mortalidade neonatal (menos de 28 dias) em São Paulo, SP (1995), através de *linkage* das informações do SINASC e SIM. Em um estudo caso-controle, analisaram os óbitos totais e por faixa de peso (menos de 1.500, 1500 a 2499 e 2.500 g ou mais), excluindo os nascimentos com peso não informado, com menos de 500 g, não hospitalares, sem informação do tipo de parto e os gemelares, além dos óbitos devido a anomalias congênitas. Foi utilizada uma análise

hierárquica, separada por faixas de peso, usando regressão logística não-condicional. Foram identificados os seguintes determinantes associados à mortalidade neonatal: idade materna inferior a 20 anos (OR = 1,53), parto realizado em unidade do SUS (OR = 1,51), peso ao nascer inferior a 1500 g (OR = 125,43), peso entre 1500 e 2499 g (OR = 6,96) e idade gestacional inferior a 37 semanas (OR = 3,75). Para os recém-nascidos de muito baixo peso ao nascer (menos de 1500 g), permaneceram no modelo apenas as variáveis referentes aos serviços de saúde: maternidade (OR = 2,73), hospital geral (OR = 3,26) e parto cesáreo (OR = 0,34); o modelo para o grupo de baixo peso (1500 a 2499 g) apresentou como fatores de risco o sexo masculino (OR = 1,52), ter 4 ou mais filhos prévios (OR = 2,43) e idade gestacional inferior a 37 semanas (OR = 3,87). O modelo para crianças que apresentaram peso ao nascer maior ou igual a 2500 g incluiu idade gestacional inferior a 37 semanas (OR = 6,58), idade materna inferior a 20 anos (OR = 1,70), parto cesáreo (OR = 1,63), qualidade precária da área de residência (OR = 1,60) e nascimento em hospital do SUS (OR = 2,02).

Machado e Hill (2003) estudaram os fatores relacionados com a mortalidade neonatal (menos de 28 dias) e pós-neonatal (28 dias a 11 meses) em São Paulo, SP (1998), por meio de *linkage* dos dados do SINASC e SIM. Os autores utilizaram análise de regressão logística para avaliar os fatores de risco, e, para capturar os efeitos da comunidade, foi construída uma variável indicadora de desenvolvimento para cada distrito, usando o método de componentes principais. Em relação à mortalidade neonatal, os principais fatores de risco significativamente associados foram: peso ao nascer inferior a 1000 g (OR = 62,1), de 1000 a 1499 g (OR = 21,0), de 1500 a 1999 g (OR = 7,21), de 2000 a 2499 g (OR = 2,83), de 2500 a 2999 g (OR = 1,42), 4500 g ou mais (OR = 1,31), índice de Apgar do 5º minuto entre 0 e 6 (OR = 4,26), idade gestacional inferior a 28 (OR = 2,34) e de 28 a 36 semanas (OR = 1,37), 1 a 6 consultas pré-natais (OR = 1,15) e sexo feminino (OR = 0,85). Considerando os óbitos pós-neonatais, os autores encontraram: peso inferior a 1000 g (OR = 15,6), de 1000 a 1499 g (OR = 8,2), de 1500 a 1999 g (OR = 2,54), de 2000 a 2499 g (OR = 1,46), de

4000 a 4499 g (OR = 0,71), nenhuma consulta pré-natal (OR = 1,74), índice de Apgar do 5º minuto entre 0 e 6 (OR = 1,63), ter 4 ou mais filhos prévios (OR = 1,34), não-brancos (OR = 1,19) e sexo feminino (OR = 0,88). Não houve efeito significativo da variável representativa do desenvolvimento da comunidade.

Almeida e Barros (2004) estudaram os efeitos dos fatores associados à mortalidade neonatal (menos de 28 dias) em Campinas, SP (2001 a 2002), por meio de entrevistas domiciliares com a mãe ou responsável pelo recém-nascido, em estudo caso-controle, utilizando os dados do SINASC e SIM. Foi realizada uma análise de regressão logística segundo um modelo hierarquizado. As variáveis, significativamente, associadas ao óbito neonatal foram: renda familiar de 0 a 2 salários mínimos (OR = 2,02), 1 a 3 pessoas no domicílio (OR = 2,25), mãe de outro município (OR = 2,39), mãe que apresentou sangramento vaginal (OR = 3,36), mãe que recebeu de 0 a 2 orientações nas consultas pré-natais (OR = 5,22), mãe que recebeu de 3 a 5 orientações (OR = 2,29), internação antecipada para realização do parto devido à ocorrência de problemas (OR = 4,94), mãe que não escolheu o hospital para realizar o parto (OR = 6,26), tempo inferior à uma hora entre a internação e o parto (OR = 2,65), idade gestacional inferior a 37 semanas (OR = 6,19), peso ao nascer até 2500 g (OR = 5,19) e índice de Apgar do 5º minuto entre 0 e 8 (OR = 22,17). Outras variáveis investigadas como escolaridade, ocupação e morbidades maternas, situação conjugal, renda, saneamento, raça/cor, local e tipo de profissional que realizou o parto não mostraram associação significativa com o óbito neonatal.

Martins e Velásquez-Meléndez (2004) estudaram os fatores associados à mortalidade neonatal (menos de 28 dias) em Montes Claros, MG (1997 a 1999), utilizando a *linkage* das informações do SINASC e do SIM. Foi utilizada a análise de regressão logística para ajustar um modelo, sendo desconsideradas todas as variáveis com pelo menos um valor omissor. O coeficiente de mortalidade neonatal foi 13,4 por mil nascidos vivos, sendo que os fatores de risco significativamente associados foram peso inferior a 2500 g (OR = 4,94), idade gestacional inferior a 37 semanas

(OR = 5,68), Apgar do 1º minuto (OR = 0,75) e do 5º minuto inferiores a 7 (OR = 0,76). Não houve associação significativa dos óbitos neonatais com sexo, tipo de gestação e parto, número de consultas pré-natais, grau de instrução e idade materna.

Silva et al. (2006) estudaram os fatores de risco para mortalidade infantil em Maracanaú, CE (2000 a 2002), por meio de *linkage* dos dados do SINASC e SIM, com informações do instrumento de investigação de óbito usado pelas equipes do Programa de Saúde da Família (PSF). Foi utilizada a análise de regressão logística para avaliar os fatores de risco. Observaram que, 37% dos óbitos ocorreram no período pós-neonatal (28 dias a 1 ano) e, 63% no neonatal (menos de 28 dias), sendo 56% no período precoce (menos de 7 dias) e 44% no tardio (7 a 28 dias). A probabilidade de morrer antes de completar um ano de vida foi de 10,7 para cada mil nascidos vivos, sendo 6,7 no período neonatal. A incidência de recém-nascidos de baixo peso (menos de 2500 g) e de muito baixo peso (menos de 1500 g) foi de 7,4% e 0,9%, respectivamente. As variáveis que se mostraram associadas foram: peso ao nascer inferior a 2500 g (OR = 3,16), idade gestacional inferior a 37 semanas (OR = 2,70), Apgar do 1º minuto (OR = 4,40) e Apgar do 5º minuto menores que 7 (OR = 5,56), e menos de 7 consultas pré-natais (OR = 2,05). O sexo, o tipo de gravidez, o tipo de parto, o número de filhos, o grau de instrução e a idade materna, o tipo de estabelecimento e o local de nascimento não se mostraram associados à mortalidade infantil.

No próximo item serão consideradas algumas aplicações, definições e as principais características dos modelos de regressão multiníveis.

### **3. 5 Modelos Multiníveis**

Nos últimos anos, os pesquisadores em saúde pública têm voltado seu interesse para a análise hierárquica e para a relação dos indivíduos e o contexto no qual eles vivem como áreas ou vizinhanças, apresentando várias estratégias analíticas que consideram a natureza hierárquica dos dados (Duncan et al. 1998, Diez-Roux 1998, Pickett e Pearl 2001).

Freqüentemente, indivíduos podem estar agrupados em níveis ou hierarquias, sendo muito comum nas investigações epidemiológicas. Essa estrutura pode estar presente de forma intrínseca, tal como alunos dentro de escolas, médicos dentro de hospitais ou indivíduos dentro de famílias e/ou comunidades (Austin 2003, Woods 2004) ou, por outro lado, pode ser criada pelo tipo de delineamento da pesquisa, como no caso de estudos longitudinais, os quais geram grupos de observações do mesmo indivíduo.

Atualmente, segundo Duncan et al. (1998), o principal interesse é avaliar se o contexto é importante para a saúde, isto é, se existe o efeito contextual (*contextual effect*). Entretanto, variações na saúde dos indivíduos que residem em diferentes áreas geográficas podem ser originadas de tendências específicas das pessoas, que podem apresentar mais probabilidade de adoecer por suas características individuais ao viver em determinado local (*compositional effect*).

Assim, a questão primordial não é somente se existem variações entre as diferentes áreas, mas qual a sua origem (Duncan et al. 1998). As técnicas de modelagem multinível permitem que diferentes níveis sejam especificados em modelos separados e depois combinados em um único modelo (Bryk e Raudenbush 1992, Hox 1995, Goldstein 2003).

Ainda, de acordo com Snijders e Bosker (1999), a análise multinível possibilita examinar grupos (ou amostras de grupos) e indivíduos (ou amostras de indivíduos) dentro desses grupos, simultaneamente, considerando a variável resposta medida no nível individual e as variáveis explicativas, que podem ser medidas no nível dos indivíduos ou dos grupos aos quais pertencem.

Sendo assim, conceitualmente, o modelo pode ser visto como um sistema hierárquico de equações de regressão, possibilitando a estimação dos efeitos intragrupo e dos efeitos entregrupos. É possível, também, modelar a estrutura de variância em cada um dos níveis (Goldstein 2003).

Os modelos multiníveis foram desenvolvidos para aprimorar a análise de dados com estrutura hierárquica, sendo pertinentes quando as observações são consideradas numa dimensão espacial, não-espacial e/ou

temporal, tanto para desfechos contínuos como discretos (Blakely e Subramanian 2006).

Assim como os modelos mistos, os modelos multiníveis proporcionam a análise de medidas repetidas, onde a ocasião da medida ou as repetições correspondem ao nível 1, e os indivíduos ao nível 2, apresentando uma vantagem em relação aos modelos tradicionais: não requerem o mesmo número de medidas dos indivíduos (Brown e Prescott 1999).

O modelo, assim estabelecido, pode ser visto como uma função no tempo, na qual é possível investigar como e por que seus parâmetros variam de indivíduo para indivíduo. Nos casos em que os resíduos das medidas repetidas são correlacionados, a estrutura de correlação pode ser modelada, considerando-se a Análise de Séries Temporais, na qual modelos autorregressivos podem ser identificados (Goldstein 2003). Além disso, segundo Duncan et al. (1998), pode-se determinar o padrão de covariância, identificando se as medidas, entre todos os tempos, têm uma correlação constante ou se este padrão é mais complexo.

O termo “modelo linear hierárquico” foi introduzido por Lindley e Smith (1972), como parte de suas contribuições em estimação bayesiana de modelos lineares, e, dentro desse contexto, elaboraram um suporte geral para dados agrupados com estrutura de erro complexa (Bryk e Raudenbush 1992).

Bennett (1976), na Inglaterra, observou que as crianças do ensino fundamental expostas à certa maneira formal de aprendizado da leitura exibiam um aprendizado maior do que as não expostas. De acordo com Goldstein (2003), embora esse estudo tenha utilizado técnicas tradicionais de regressão múltipla, desconsiderando o agrupamento existente (alunos, professores, classes), seus resultados significativos contribuíram para outras investigações com estrutura hierárquica.

Posteriormente, Aitkin et al. (1981) demonstraram que as diferenças significantes desapareciam ao conduzir a análise, considerando as crianças agrupadas em classes escolares, ou seja, as crianças que se submeteram

ao ensino formal não apresentaram diferenças no aprendizado em relação às demais.

A partir de 1986, foram desenvolvidos os procedimentos que resultaram nas idéias centrais dos modelos hierárquicos, com a publicação de Aitkin e Longford (1986).

Pode-se destacar algumas vantagens em se considerar a análise multinível dos dados (Ferrão 2003, Bryk e Raudenbush 1992):

- obtenção de estimativas eficientes dos coeficientes de regressão e de suas variâncias;
- análise de dados nos quais a variância não é homogênea;
- erros padrão, intervalos de confiança, testes de hipóteses corretos (levam em conta informações sobre o agrupamento dos dados);
- covariáveis mensuradas em cada nível da hierarquia (exploração mais detalhada do impacto e da contribuição de cada nível na variabilidade do desfecho);
- o uso da informação de contexto possibilita formular e testar hipóteses relativas a efeitos entre os níveis;
- permite a partição da variabilidade da variável resposta nos diversos níveis, revelando o efeito de cada um deles.

Os modelos tradicionais de regressão, por outro lado, pressupõem a independência entre os indivíduos e homogeneidade da variância, além de possibilidades limitadas para investigar efeitos de variáveis contextuais, pois operam apenas no nível individual.

Quando são consideradas as técnicas tradicionais de modelagem, podem ocorrer dois tipos de problemas. Um deles ocorre quando a análise ecológica utiliza apenas dados agregados, o que pode incorrer na “falácia ecológica”, isto é, quando as associações obtidas no nível agregado são, incorretamente, inferidas em níveis inferiores (Duncan et al. 1998, Diez-Roux 2002). O outro é a “falácia atomística”, que ocorre quando as associações do

nível individual são, erroneamente, atribuídas ao nível agregado (Duncan et al. 1998, Diez-Roux 2002).

Assim, se o analista não for cuidadoso na interpretação dos resultados, pode analisar os dados de um nível e emitir as conclusões com base em outro.

Além dos inconvenientes apresentados, destaca-se também que, se os desfechos variam através das áreas, os indivíduos não podem ser considerados independentes entre si. A violação dessa suposição pode produzir estimativas viesadas para os erros padrão quando são utilizadas as técnicas de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários, produzindo associações estatísticas significativamente incorretas (Snijders e Boskers 1999, Austin et al. 2003, Merlo 2003).

Na literatura, alguns estudos que comparam as estratégias analíticas têm observado a ocorrência de medidas de associação superestimadas e erros padrão subestimados nos casos em que tenham sido utilizadas análises de regressões tradicionais (Austin et al. 2003, Moerbeek et al. 2003).

Sendo assim, é essencial perceber que um modelo hierárquico envolve uma integração estatística dos diferentes modelos especificados nos níveis de interesse. De forma simplificada, pode-se dizer que um modelo multinível é formado por dois componentes: um fixo e outro aleatório (Snijders e Boskers 1999). A parte fixa indica a magnitude das associações entre as variáveis, enquanto que a parte aleatória mostra as diferenças geográficas e as variâncias nos diferentes níveis (Merlo 2003).

A integração de coeficientes aleatórios no modelo indica que os coeficientes de regressão do nível individual são tratados como variáveis aleatórias no nível do grupo, ou seja, esses coeficientes são provenientes de uma distribuição de probabilidade.

Os efeitos aleatórios, identificados por coeficientes aleatórios, levam em conta a variabilidade entre essas unidades, seja de forma simples, através da variabilidade entre os interceptos, ou de forma mais complexa, através de variabilidade também nas inclinações (Kreft e Leeuw 1998).

Em relação às variáveis preditoras, segundo Rajaratnam et al. (2006), ainda não há um consenso entre os pesquisadores sobre como conceituar e operacionalizar as variáveis contextuais ou de vizinhança. Uma revisão de estudos multiníveis, desenvolvidos entre 1999 e 2004, avaliou as variáveis contextuais usadas em desfechos relacionados à mãe e seus filhos, identificando as principais: população vivendo abaixo da linha de pobreza, assistência pública, renda maior ou menor que certo valor, desemprego, percentagem de afro-americanos, de estrangeiros, de mulheres chefes de família, percentagem dos que mudaram de residência nos últimos 5 anos, taxa de crimes/homicídios e mediana ou média de renda.

A escolha das variáveis contextuais é uma etapa importante no processo da modelagem. Se as razões teóricas não são consistentes, pode-se usar um procedimento exploratório para selecionar um modelo (Hox 1995). O mais recomendado é iniciar com o modelo mais simples possível (modelo de intercepto aleatório) para depois incluir os outros parâmetros progressivamente. Ao final de cada etapa, os resultados são avaliados para verificar a significância dos parâmetros e qual a variação devido a cada nível considerado.

Apesar da metodologia de análise de regressão multinível apresentar uma abordagem mais complexa do que as técnicas tradicionais, as vantagens obtidas deveriam ser consideradas pelos pesquisadores.

### 3.5.1 Modelos multiníveis generalizados

Os modelos lineares multiníveis generalizados (MLMG) são extensões dos modelos lineares de efeitos fixos quando as suposições são violadas. Eles incluem efeitos fixos  $\beta$ , efeitos aleatórios  $\mathbf{u} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{G})$ , as matrizes  $\mathbf{X}$  e  $\mathbf{Z}$  e um vetor de observações  $\mathbf{y}$ , para o qual a distribuição condicional, dados os efeitos aleatórios, tem média  $\mu$  e matriz de covariância  $\mathbf{R}$ . Além disso, incluem um preditor linear  $\eta$  e uma função de ligação.

A média condicional  $\mu$  depende do preditor linear através da função de ligação inversa  $h(\cdot)$ , e a matriz de covariância  $\mathbf{R}$  depende de  $\mu$  através de uma função de variância (Kachman 2000, Lee e Nelder 2001).

Assim como nos modelos multiníveis lineares, os efeitos fixos e aleatórios são combinados para formar um preditor linear:

$$\boldsymbol{\eta} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\mathbf{u} \quad (6)$$

O modelo para o vetor de observações  $\mathbf{y}$  é obtido adicionando-se um vetor de resíduos  $\mathbf{e} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{R})$ , tal que:

$$\mathbf{y} = \boldsymbol{\eta} + \mathbf{e} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\mathbf{u} + \mathbf{e} \quad (7)$$

Onde:

$\mathbf{y}$  é o vetor de observações;

$\mathbf{X}$  e  $\mathbf{Z}$  são matrizes de planejamento;

$\boldsymbol{\beta}$  é o vetor de efeitos fixos;

$\mathbf{u}$  é o vetor de efeitos aleatórios;

$\mathbf{e}$  é o vetor de erros não observáveis.

Genericamente, o modelo generalizado é composto por três partes:

- a)  $\boldsymbol{\eta} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\mathbf{u}$  é usado para modelar o relacionamento entre os efeitos fixos e aleatórios;
- b)  $\mu = h(\boldsymbol{\eta})$  é usado para modelar o relacionamento entre o preditor linear e a média condicional da característica observada;
- c) a função de variância  $v(\mu, \phi)$  é usada para modelar a variância residual.

A função de variância é tipicamente vinculada à distribuição de erros que foi escolhida. Além disso, freqüentemente, a variabilidade residual observada é maior do que a esperada, em decorrência da amostragem,

sendo necessário considerar um parâmetro de superdispersão (Kachman 2000, Lee e Nelder 2001).

De forma equivalente, a variabilidade residual pode ser modelada como:

$$\mathbf{y}/\mathbf{u} \sim \mathbf{N}(\boldsymbol{\eta}, \mathbf{R}) \quad (8)$$

Entretanto, os modelos lineares multiníveis generalizados usam uma outra abordagem para modelar a variabilidade residual. O relacionamento entre o preditor linear e o vetor de observações é modelado como:

$$\mathbf{y}/\mathbf{u} \sim \mathbf{N}(\mathbf{h}(\boldsymbol{\eta}), \mathbf{R}) \quad (9)$$

Essa notação indica que a distribuição condicional de  $\mathbf{y}$  dado  $\mathbf{u}$ , referida como distribuição dos erros, tem média  $\mathbf{h}(\boldsymbol{\eta})$  e variância  $\mathbf{R}$ .

O critério de escolha de quais parâmetros fixos e aleatórios serão incluídos no modelo segue os mesmos princípios dos modelos lineares mistos. É importante notar que o efeito do preditor linear é expresso através de uma função de ligação inversa. Exceto para a função de ligação identidade, o efeito da troca de uma unidade em  $\eta_i$  não corresponderá à troca de uma unidade na média condicional.

A função de ligação inversa é usada para delinear o valor do preditor linear para a observação  $i$  ( $\eta_i$ ) da média condicional da observação  $i$  ( $\mu_i$ ), e sua escolha é tipicamente baseada na distribuição dos erros (Kachman 2000). Algumas distribuições mais comuns e suas funções de ligação podem ser observadas na Tabela 3.

TABELA 3 – Funções de ligação e de variância para algumas distribuições

Distribuição	Função de ligação	Função de ligação inversa	Função de variância
Normal	Identidade	$\eta$	1
Binomial/n	Logit	$e^\eta / (1 + e^\eta)$	$\mu(1 - \mu)/n$
	Probit	$\Phi(\eta)$	-
Poisson	Log	$e^\eta$	$\mu$
Gama	Inversa	$1/\eta$	$\mu^2$
	Log	$e^\eta$	-

Fonte: Kachman 2000.

### 3.5.2 Modelos multiníveis para desfechos contínuos (2 níveis)

Um modelo de regressão multinível assume que há presença de hierarquia nas observações analisadas, com uma variável dependente medida no nível inferior e variáveis preditoras medidas em todos os níveis (Hox 1995).

Nos modelos com dois níveis, ocorrem  $n_j$  unidades do nível 1 para cada unidade  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, J$ ) do nível 2, sendo que os dados podem ser desbalanceados, isto é, o número de observações para cada grupo do nível 2 não precisa ser o mesmo (Goldstein 2003).

Assim, os modelos para o nível 1 são desenvolvidos separadamente em cada unidade do nível  $j$ , considerando a possibilidade de variação dos interceptos e das inclinações (Goldstein 2003, Snijders e Boskers 1999).

Por simplicidade algébrica, considera-se um modelo em dois níveis:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + u_{0j} + e_{0ij} \quad (10)$$

com  $i = 1, 2, \dots, n_j$  e  $j = 1, 2, \dots, J$ .

Onde:

$Y_{ij}$  é o desfecho do  $i$ -ésima unidade do nível 1, agrupada na  $j$ -ésima unidade do nível 2;

$X_{ij}$  é a variável preditora medida na  $i$ -ésima unidade do nível 1, agrupada na  $j$ -ésima unidade do nível 2;

$\beta_0$  é o intercepto geral do modelo;

$\beta_1$  é o coeficiente de inclinação, associado à variável preditora  $X$ ;

$u_{0j}$  é o efeito aleatório do nível 2;

$e_{0ij}$  é o efeito aleatório do nível 1.

Os resíduos  $u_{0j}$  e  $e_{0ij}$  são supostamente independentes e normalmente distribuídos, com média zero e variâncias  $\sigma_{u0}^2$  e  $\sigma_{e0}^2$ , respectivamente. A variância residual, ou seja, a variância condicionada à  $X$  é dada por:

$$\text{Var} (Y_{ij}/X_{ij}) = \text{var} (u_{0j}) + \text{var} (e_{0ij}) = \sigma_{u0}^2 + \sigma_{e0}^2 \quad (11)$$

A covariância entre dois indivíduos ( $i_1, i_2$ ) no mesmo grupo  $j$  é:

$$\text{Cov} (Y_{i_1j}, Y_{i_2j} / X_{i_1j}, X_{i_2j}) = \text{var} (u_{0j}) = \sigma_{u0}^2 \quad (12)$$

O coeficiente de correlação intragrupo, o qual expressa a fração da variabilidade total que pode ser atribuída ao nível 2, é dado por:

$$\rho_I (Y_{ij}/X_{ij}) = \frac{\sigma_{u0}^2}{\sigma_{u0}^2 + \sigma_{e0}^2} \quad (13)$$

Essa medida é um indicador do grau de agrupamento da população, correspondendo à correlação entre os valores de dois indivíduos de um

grupo, controlado para a variável X (Goldstein 2003, Snijders e Boskers 1999, Barros 2002).

O modelo da equação (10) pode ser estendido, tal que:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{1ij} + e_{0ij} \quad (14)$$

No nível 2, agora, serão dois modelos:

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \quad (15)$$

$$\beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j} \quad (16)$$

Onde:

$\beta_{0j}$  é o intercepto para a  $j$ -ésima unidade do nível 2;

$\beta_{1j}$  é o coeficiente de inclinação, associado à variável X da  $i$ -ésima unidade do nível 1, agrupada na  $j$ -ésima unidade do nível 2;

$\beta_0$  é o valor esperado dos interceptos no nível 2;

$\beta_1$  é o valor esperado das inclinações no nível 2;

$u_{0j}$  é o efeito aleatório da  $j$ -ésima unidade do nível 2 no intercepto  $\beta_{0j}$ ;

$u_{1j}$  é o efeito aleatório da  $j$ -ésima unidade do nível 2 na inclinação  $\beta_{1j}$ .

Por substituição das equações do nível 2, tem-se:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + (u_{0j} + u_{1j}X_{1ij} + e_{0ij}) \quad (17)$$

Esses modelos são conhecidos como “modelos de coeficientes aleatórios”, o que pressupõe que cada grupo tem um intercepto ( $\beta_{0j}$ ) e uma inclinação ( $\beta_{1j}$ ) diferentes, que variam através dos grupos, apresentando uma estrutura de variância-covariância complexa (Singer 1998, Snijders e Boskers 1999, Goldstein 2003), dada por:

$$\text{Var} \begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{bmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 & \sigma_{u0u1} \\ \sigma_{u1u0} & \sigma_{u1}^2 \end{pmatrix} \right] \text{ e } \text{Var} (e_{0ij}) \sim N (0, \sigma_{e0}^2)$$

Nesses casos, a variância é modelada como uma função de uma variável preditora (Goldstein 2003).

Segundo Goldstein (2003), os principais métodos de estimação aplicados, sob a pressuposição de normalidade, são: IGLS (*Iterative Generalized Least Squares*) equivalente ao ML (*Maximum Likelihood*) e o RIGLS (*Restricted/Reweighted Iterative Generalized Least Squares*) equivalente ao REML (*Residual Maximum Likelihood*).

Os interceptos e as inclinações são estimados para unidades agrupadas dentro de um nível 2 e os resíduos não são os mesmos obtidos da forma tradicional. Eles são resíduos reduzidos (*shrunk*), com uma menor ou maior extensão em torno do relacionamento médio global, e podem ser estimados multiplicando-se os resíduos brutos ( $\tilde{y}_j$ ) por um fator de redução (Bateman e Jones 2003):

$$\hat{u}_j = \frac{n_j \sigma_{u0}^2}{n_j \sigma_{u0}^2 + \sigma_{e0}^2} \tilde{y}_j \quad (18)$$

Observa-se que o fator de redução depende do número de grupos do nível 2 e das estimativas de variância dos dois níveis.

### 3.5.3 Modelos multiníveis para desfechos binários (2 níveis)

Um modelo de regressão logística multinível para desfecho binário ( $Y_{ij}$ ), agrupado em dois níveis, pode ser descrito por:

$$Y_{ij} = \exp(f_{ij} + u_j) / (1 + \exp(f_{ij} + u_j)) + e_{ij} \quad (19)$$

Onde:

$f_{ij}$  é a parte fixa do modelo;

$u_j$  é a parte aleatória do nível superior;

$e_{ij}$  é a parte aleatória do nível individual.

Nesse caso, pressupõe-se que os valores de  $u_j$  sejam normalmente distribuídos, ou seja,  $N \sim (0, \sigma_{u_0}^2)$ , e que os valores de  $e_{ij}$  sejam binomialmente distribuídos (Snijders e Boskers 1999, Guo e Zhao 2000, Goldstein 2003).

A parte fixa do modelo corresponde a uma função linear das variáveis explanatórias dos níveis, enquanto que a parte aleatória representa dois componentes de variância: entre-unidades e intra-unidades.

No caso de uma única variável explanatória ( $X_{ij}$ ), definindo a probabilidade da resposta de interesse igual a 1 como sendo  $p_{ij} = P(Y_{ij} = 1)$ , a qual é modelada usando a função de ligação logit, o modelo também pode ser escrito como:

$$\log[p_{ij}/(1-p_{ij})] = \beta_{0j} + \beta_1 X_{ij} \quad (\text{modelo de nível 1}) \quad (20)$$

$$e \quad \beta_{0j} = \beta_0 + u_j \quad (\text{modelo de nível 2}) \quad (21)$$

A inclusão de informações do nível dos grupos possibilita tentar explicar as diferenças existentes entre eles.

Enquanto a partição da variância nos modelos com desfechos contínuos e erros distribuídos normalmente em cada nível torna-se mais simples, a extensão aos modelos com desfechos binários é menos evidente. Nos modelos de regressão logística, a variância dos níveis 1 e 2 não são diretamente comparáveis, porque a variância no nível do grupo aparece em escala logística, e a variância do nível individual, em escala probabilística. Em função disso, alguns métodos e medidas têm sido desenvolvidas no

intuito de se conseguir informações interpretáveis nesse aspecto (Goldstein 2002).

Um desses métodos estima a correlação intra-unidades por simulação, e o outro, conhecido como “método de variáveis latentes”, converte a variância do nível individual para a escala logística. Portanto, como a variância ao nível individual ( $\sigma_{\epsilon_0}^2$ ) é igual a 1, correspondente a um desfecho binomialmente distribuído, multiplica-se  $\sigma_{\epsilon_0}^2$  por  $\pi^2/3$  (variância da distribuição logística padrão) para se obter a estimativa do coeficiente de correlação intra-unidades (Snijders e Bosker 1999, Browne et al. 2005).

Assim, a correlação intra-unidades para um modelo de regressão logística multinível com dois níveis pode ser estimada por:

$$\rho = \frac{\sigma_0^2}{\sigma_0^2 + \pi^2/3} \quad (22)$$

Vários métodos para estimação dos parâmetros são propostos, assim como métodos de aproximação. Os mais freqüentes são baseados na expansão de 1ª ou 2ª ordem da série de Taylor da função de ligação para linearização (Snijders e Boskers 1999, Guo e Zhao 2000, Goldstein 2003). A transformação para um modelo linear requer o uso de uma aproximação, que pode ser o procedimento MQL (*Marginal Quasi-Likelihood*), que ocorre quando a expansão é realizada em torno da parte fixa estimada ou PQL (*Penalized Quasi-Likelihood*), quando a expansão é realizada em torno da parte fixa mais a aleatória (Goldstein 2003).

No próximo item serão apresentados estudos que utilizaram modelos multiníveis aplicados à mortalidade infantil.

### 3.6 Modelos multiníveis no estudo da mortalidade infantil

Segundo Leyland e Groenewegen (2003), as diferenças regionais na incidência da mortalidade infantil são fatores importantes que podem ser originados das diferenças na composição da população e no sucesso dos

programas locais de promoção de saúde, sugerindo que essa variação ocorre tanto no nível individual quanto no contextual.

A metodologia de análise multinível, inicialmente desenvolvida na área educacional, tem despertado grande interesse nos pesquisadores dos serviços de saúde, nos epidemiologistas e nos profissionais envolvidos com a saúde pública, sendo crescente na literatura relacionada ao estudo da mortalidade geral e infantil (Subramanian et al. 2005, Roos et al. 2004), embora poucos estudos tenham sido publicados especificamente sobre esse tema nos últimos anos.

Catalán-Reyes e Galindo-Villardón (2003) realizaram um estudo de revisão de literatura com busca no *Medline*, de 1995 a 2001, sobre a aplicação dos modelos multiníveis na área da saúde. Para identificar os artigos foram utilizadas 15 palavras de busca, entre elas, *multilevel models*, *multilevel analysis*, *hierarchical models*, *mixed models*, *random effects models* e *panel data models*. Os autores selecionaram 222 artigos, observando uma tendência crescente dessa metodologia nas investigações em saúde, identificando 9 (5,9%) relacionados à mortalidade na população e 2 (1,3%) à mortalidade infantil: Langford e Bentham (1997) e Matteson et al. (1998). Também observaram que 19% dos artigos consideraram desfecho linear, 9,5% logístico e 10% eram metodológicos, além de que a maioria (64,9%) considerou dois níveis na estrutura dos dados.

Na revisão de literatura deste trabalho, a busca bibliográfica foi estendida até 2006, encontrando-se mais algumas publicações direcionadas à mortalidade infantil e seus componentes, sendo que a maioria deles investigou o efeito de agrupamento ao nível da família.

Usando uma análise de regressão logística multinível (2 níveis) com os dados da Pesquisa Demográfica e de Saúde no Brasil, em 1986, Curtis et al. (1993) investigaram, principalmente, o efeito do intervalo interpartal na mortalidade pós-neonatal, por meio de modelos de regressão logística de efeitos aleatórios. As variáveis explanatórias consideradas foram: sexo da criança, intervalo em relação ao nascimento anterior, sobrevivência ou não da criança precedente, ordem de nascimento, idade e educação materna,

região de nascimento (Nordeste ou outra). Nessa análise, os resultados confirmam a presença de variação significativa entre as famílias em relação ao risco de óbito pós-neonatal, mesmo depois de controlado para características socioeconômicas. O intervalo inferior a 12 meses entre nascimentos, o óbito da criança precedente, o sexo masculino e o fato de nascer na região Nordeste apresentaram associação significativa com o óbito pós-neonatal. A educação materna (9 anos ou mais) apresentou efeito protetor significativo. Os resultados dos modelos de regressão logística multinível e clássico foram comparados, e, apesar das diferenças não serem suficientes para alterar a significância de qualquer estimativa, os erros padrão estimados no modelo clássico foram subestimados, por desconsiderar a hierarquia presente nos dados.

Curtis e Steele (1996) estudaram variações na associação de características das famílias nos riscos de mortalidade neonatal em 4 populações: Bolívia, Quênia, Peru e Tanzânia, com dados de pesquisa demográfica, por meio de modelos de regressão logística de efeitos aleatórios estimados para cada país. As variáveis preditoras consideradas foram: intervalo interpartal, sexo, local de residência (urbana, rural), idade materna e ordem do nascimento. A proporção de mulheres que tiveram filhos que morreram no período neonatal foi maior na Bolívia (9,6%) e menor no Quênia (6,7%). O intervalo interpartal foi o fator mais importante para a mortalidade neonatal nos 4 países, com maior efeito nos países da América Latina. O sexo masculino e o nível de educação materna não apresentaram risco significativo apenas na Tanzânia. Morar nas áreas rurais na Tanzânia e no Peru aumentou consideravelmente o risco de óbito. A correlação intrafamiliar na Tanzânia e no Peru é a metade do que na Bolívia e no Quênia, sugerindo uma maior presença de “conglomerados de mortes neonatais” nesses dois países. Os resultados do estudo sugerem que a correlação entre irmãos no risco de óbito neonatal não está associada com o nível global de mortalidade. Além disso, é possível que exista mais variação na associação familiar entre as populações na mortalidade infantil e pós-

neonatal quando as causas exógenas de morte e as características socioeconômicas são as causas mais prováveis do óbito.

Sastry (1996), em estudo realizado com dados de 1986 da Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar no Brasil, com 5892 mulheres com idade entre 15 e 44 anos, investigou o relacionamento entre mortalidade infantil e características da comunidade e da família, por meio de modelos de riscos proporcionais multiníveis, separados em duas regiões: Nordeste e Sul/Sudeste. As variáveis de nível individual consideradas foram sexo, idade e anos de educação da mãe, renda familiar, local de residência (urbana, rural), número de filhos e de óbitos. Entre os 18 indicadores contextuais estão incluídas a percentagem de residências abastecidas com água e eletricidade, temperatura e precipitação média mensal, leitos hospitalares, densidade populacional e taxa de urbanização. Para a região Nordeste as variáveis significativas foram idade materna, renda familiar, abastecimento de água e eletricidade, saneamento básico, coleta de lixo, postos de saúde, cuidados em saúde especializado (obstétrico e ginecológico) e média de temperatura mensal, enquanto que para as regiões Sul e Sudeste foram idade da mãe, local de residência (urbana, rural), saneamento básico e coleta de lixo, razão professores/estudantes, número de televisões, leitos hospitalares, cuidados em saúde especializado (obstétrico, ginecológico e pediátrico), temperatura e precipitação mensais. Algumas interações entre educação da mãe e renda familiar com variáveis da comunidade foram significativas. O autor observou que as características da comunidade exercem um papel importante nos determinantes da mortalidade, destacando-se dois deles: o primeiro é que podem influenciar diferenças na mortalidade entre áreas; o segundo é que podem agravar ou atenuar diferenças na mortalidade baseadas em atributos socioeconômicos da família, ou seja, pela interação entre os atributos familiares e as características da comunidade. Por exemplo, a qualidade do abastecimento de água foi importante apenas para crianças com mães de nível educacional inferior. Além disso, verificou que os fatores ambientais

são mais significantes na região Nordeste, embora a estrutura local também seja importante.

Em outro estudo também realizado com dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar no Brasil, realizada em 1986, Sastry (1997) restringiu a análise às crianças nascidas no Nordeste, devido aos maiores coeficientes de mortalidade observados nessa região e às diferenças em relação às outras. A análise foi conduzida por meio de modelos de risco proporcionais multiníveis. O autor observou que existe uma quantidade substancial de conglomerados de nascimentos e óbitos por família e por comunidade no Nordeste do Brasil, e que fatores familiares não-observados continuam a ter impacto significativo, mesmo depois de controlados para variáveis observadas. Em relação às estimativas, foi observado que, em média, os erros padrão no modelo multinível foram 13% maiores do que no modelo clássico, evidenciando a importância dessa metodologia. O intervalo interpartal e a ordem de nascimento foram as variáveis do nível da família que apresentaram maior efeito sobre a mortalidade infantil, e o risco de óbito esteve negativamente associado à educação materna. Também foi observado que, na região Nordeste, os níveis de fragilidade (susceptibilidade individual ao risco de óbito) são inferiores em áreas do interior e no sul. Os maiores riscos se concentraram no norte e no leste, em comunidades ao longo da costa, embora em várias áreas costeiras existam comunidades com baixa fragilidade.

Langford e Bentham (1997), em estudo realizado na Inglaterra e Wales, investigaram se a exposição a infecções mediada pela miscigenação populacional é um fator importante associado aos casos de ocorrência de síndrome da morte súbita infantil. Foram utilizados os modelos de regressão de Poisson multinível, com três níveis geográficos de hierarquia nos dados: regiões, condados e distritos. Os autores direcionam o estudo para os aspectos metodológicos dos efeitos da variação extra-Poisson, ressaltando que não avaliar corretamente a variância no nível 1, na modelagem, pode produzir estimativas viesadas e erros padrão incorretos. Para tornar os termos aleatórios do modelo lineares, foi utilizado o procedimento chamado

quasi-verossimilhança penalizada ou predita (PQL) procedendo a expansão de segunda ordem da série de Taylor. Os resultados reforçaram a suposição de estudos anteriores, realizados por análises clássicas, que concluíram que existe uma associação entre as variações geográficas nas taxas da síndrome da morte súbita infantil e os níveis de miscigenação na população, mas os autores não investigaram as possíveis causas dessa variação.

Matteson et al. (1998) analisaram uma coorte com dados vinculados de 223.289 nascidos vivos de gestações simples e 1.266 óbitos infantis no estado de Nova Iorque, em 1988 e 1989, por um modelo de regressão logística multinível, incluindo variáveis individuais e das comunidades (condados). A mortalidade infantil foi considerada segundo as causas de óbito endógenas (infecções perinatais, malformações congênitas, condições maternas), exógenas (a maioria das infecções, deficiências nutricionais, síndrome da morte súbita, violência e outras) e por todas as causas. As características sociodemográficas consideradas foram raça, idade, educação e estado civil materno, seguro de saúde e tipo de cuidado de saúde; os determinantes proximais foram aumento de peso materno, índice de cuidado pré-natal e presença de um ou mais fatores de risco médico. As variáveis contextuais foram o percentual de gastos governamentais com serviços de saúde e hospitais, número de médicos de família *per capita*, número de leitos hospitalares *per capita*, além do percentual de urbanização, de famílias que vivem na pobreza e de gastos governamentais com assistência social. Os autores destacam que inúmeras outras variáveis foram consideradas, mas não se mostraram significativas ou eram correlacionadas. Considerando os óbitos por todas as causas, observaram que raça, tipo de cuidado de saúde, índice de cuidado pré-natal, presença de um ou mais fatores de riscos médicos e aumento de peso materno, além de gastos governamentais com serviços em saúde e hospitais estiveram associados ao aumento da probabilidade de mortalidade infantil, enquanto que maiores números de leitos hospitalares *per capita* reduziram essa probabilidade. Com exceção da idade, da educação e do estado civil da mãe, a maioria dos determinantes individuais apresentou uma associação positiva com a mortalidade para

causas endógenas. Em relação às causas exógenas, as exceções foram estado civil, tipo de cuidado de saúde durante a gestação e conhecimento sobre riscos médicos. A análise também mostrou que as comunidades com maior número de médicos de família *per capita* tendem a apresentar um risco aumentado para mortalidade por causas exógenas, enquanto que esse risco decresce à medida que aumenta o número de leitos hospitalares. A mortalidade por causas endógenas apresentou associação significativa e positiva com o percentual de gastos governamentais com serviços de saúde e hospitais. A taxa de pobreza não apresentou efeito significativo em nenhum dos casos.

Em estudo realizado por Cruz (2001), foi utilizada uma amostra de representatividade nacional e regional formada pelos nascidos vivos nos últimos cinco anos (5045 crianças), com os dados da Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde, realizada em 1996, pela Sociedade Civil de Bem-Estar Familiar no Brasil, para avaliar o efeito do aleitamento materno na mortalidade infantil, especialmente na mortalidade pós-neonatal (1 a 11 meses). Foi utilizado o modelo hierárquico de incidência em tempo discreto, com três níveis (setores censitários, mães e crianças). O efeito aleatório ao nível da comunidade, embora possua um coeficiente bastante elevado, não se mostrou estatisticamente significativo, ao contrário do observado com o efeito aleatório associado ao nível da mãe. Os resultados mostram que crianças residentes na região Nordeste apresentaram o dobro do risco de óbito em relação às residentes nas outras regiões. Os efeitos vinculados à qualidade das condições do ambiente foram identificados a partir do impacto importante e significativo do acesso à água encanada/engarrafada no domicílio sobre a mortalidade infantil. Também foi observada associação significativa com o sexo (maior risco de óbito no primeiro ano de vida para o sexo masculino), com a escolaridade materna (crianças cujas mães possuíam entre 4 e 8 anos de estudo mostraram uma proteção de 44% em relação às crianças cujas mães possuíam até 3 anos de estudo) e com o número de consultas pré-natais (proteção para 6 consultas ou mais). Os riscos elevados observados para a condição de não sobrevivência do filho

prévio mostram que existe correlação entre os óbitos dentro da família. Além disso, foi observado efeito protetor para o aleitamento materno e para intervalos entre nascimentos longos (18 meses ou mais).

Santos e Moura (2001) utilizaram as informações obtidas das entrevistas realizadas com 3467 mulheres na faixa etária de 15 a 49 anos, residentes na região Nordeste (Pesquisa Nacional de Saúde e Demografia - 1996), para investigar os efeitos dos municípios e das famílias na mortalidade infantil, por meio de um modelo de riscos proporcionais com efeitos aleatórios em dois níveis: município e família. Os resultados sugerem que existem diferenças no risco de morte infantil entre as famílias, mesmo quando as condições socioeconômicas estão controladas. Esse efeito pode ser resultado de fatores biológicos, tais como hereditariedade ou diferenças na prática do cuidado infantil, imunização, nutrição, etc. O efeito da área (município) não foi estatisticamente significativo. No entanto, os autores destacam que esse resultado deve ser interpretado com cautela, porque é provável que haja grande heterogeneidade, indicando que a variável utilizada no nível municipal não seja a mais indicada para capturar o efeito da área. Comparando-se os resultados do modelo com e sem efeito aleatório, observou-se pequena diferença entre as estimativas dos parâmetros, embora alguns erros padrão do modelo de efeito fixo tenham sido subestimados. O principal efeito encontrado foi para a ordem/intervalo de nascimento. Filhos de mães que tiveram atendimento pré-natal, com grau de instrução mais elevado, que possuem geladeira ou que pertençam à raça branca ou asiática apresentam menores riscos de mortalidade infantil, sugerindo que crianças pertencentes a famílias com melhores condições socioeconômicas estão sujeitas a um menor risco de óbito. Os autores ressaltam o fato de que uma parte significativa da variação na mortalidade permaneceu inexplicada, apesar das variáveis observadas incluídas nos modelos.

Szwarcwald et al. (2002) examinaram um tipo de modelo multinível com dados do censo de 1991 no Rio de Janeiro, encontrando que altas taxas de mortalidade infantil e de fertilidade em adolescentes estão

associadas às médias mais altas da taxa de pobreza em áreas maiores. Ressaltam ainda que a associação entre mortalidade infantil e indicadores socioeconômicos no nível de bairro dentro de uma cidade tem mostrado que a concentração da pobreza é o melhor preditor dos desfechos. Nem a renda média nem o coeficiente de Gini têm mostrado significativa correlação com as variáveis respostas, concordando com achados anteriores em Szwarcwald et al. (2000).

Ramos et al. (2006) analisaram os determinantes da mortalidade em crianças menores de 5 anos, estimada com base nos dados do Censo 2000, no Rio Grande do Norte, por meio de modelos de regressão multiníveis (dois níveis). Os autores encontraram que 62% da variância da mortalidade das crianças foi devido à variabilidade entre as microrregiões. Entretanto, controlado para o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M), essa variação passou para 49%, evidenciando a importância dessa variável. Além disso, foi observado que a influência do IDH-M na mortalidade das crianças varia entre as microrregiões, ou seja, houve uma tendência para que microrregiões com mortalidade média alta apresentem coeficiente associado a valores de IDH-M baixo. Considerando inicialmente 8 variáveis explanatórias, os fatores socioeconômicos que se mostraram associados à redução da mortalidade foram o saneamento básico adequado (maior acesso a banheiro e água encanada), a educação (maior taxa de alfabetização) e a menor razão de dependência superior a 75% (menores de 15 anos ou maiores de 65 anos). Os autores destacam a importância do efeito das microrregiões e do uso dos modelos de regressão multiníveis.

O próximo item descreve a justificativa, o objetivo geral e os objetivos específicos desta pesquisa.

## **4. OBJETIVOS**

### **1. Justificativa**

De acordo com o relatório “Um Brasil para as Crianças”, documento da Rede de Monitoramento, lançado em agosto de 2004, para cumprir o objetivo da redução da mortalidade infantil é necessário baixar o número de óbitos para 19,8 por mil, em 2010.

Embora o coeficiente de mortalidade infantil no Rio Grande do Sul tenha apresentado um sensível decréscimo nos últimos anos, de 19,2 em 1994 para 15,2 em 2004, esse valor ainda é superior ao considerado aceitável pela Organização Mundial de Saúde (OMS), que é de 10 mortes por mil nascimentos. Além disso, ainda persistem diferentes níveis e padrões de declínio entre as regiões geográficas e entre subgrupos populacionais no interior das regiões, estados e municípios.

Nos últimos anos, tem aumentado o interesse sobre o efeito das características dos locais de residência das crianças e suas famílias, além das características individuais que poderiam afetar a mortalidade infantil e seus componentes. Além disso, vários estudos têm apresentado estratégias analíticas que consideram uma natureza hierárquica intrínseca aos dados, na qual, por exemplo, as crianças estão agrupadas em famílias, áreas, municípios ou regiões. Uma dessas estratégias é considerar uma abordagem estatística multinível, permitindo uma análise mais detalhada em cada nível da hierarquia.

No Rio Grande do Sul, até o momento, nenhum estudo publicado explorou os determinantes da mortalidade infantil sob o enfoque de análise de regressão multinível. Assim, este estudo pretende ampliar a compreensão dos elementos da estrutura relacionada à mortalidade infantil, detectar necessidades em diferentes subgrupos populacionais e contribuir com os setores específicos num planejamento efetivo, justificando-se, assim, sua importância e relevância.

## **2. Objetivos**

### **Objetivo geral**

Este trabalho tem por objetivo realizar um estudo sobre a mortalidade infantil no período de 1994 a 2004, considerando as 35 microrregiões que subdividem o Rio Grande do Sul, utilizando a Metodologia de Modelos Multiníveis.

### **Objetivos específicos**

- a) analisar as tendências da mortalidade infantil;
- b) avaliar a evolução da mortalidade infantil proporcional por causas evitáveis, não-evitáveis, mal definidas e não classificadas;
- c) verificar como se comporta a variação dos coeficientes de mortalidade infantil ao longo do período considerado;
- d) medir a magnitude da variação da mortalidade infantil entre as microrregiões do RS;
- e) identificar as principais características da mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal;
- f) desenvolver e testar um modelo multinível para a mortalidade neonatal, incluindo características individuais e contextuais do nível das microrregiões do RS, no ano de 2003.
- g) comparar os resultados obtidos pelo ajuste dos modelos de regressão clássicos com os modelos de regressão multiníveis (2 níveis).

## 5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Adetunji JA. Infant mortality and mother's education in Ondo State, Nigeria. *Soc Sci Med* 1995; 40(2):253-263.
2. Ahmad OB, Lopez AD, Inoue M. The decline in child mortality: a reappraisal. *Bulletin of the World Health Organization* 2000; 78:1175-1191.
3. Aitkin M, Anderson D, Hinde J. Statistical modelling of data on teaching styles (with discussion). *J Roy Statis Soc A* 1981; 144:419-461.
4. Aitkin MA, Longford NT. Statistical modeling issues in school effectiveness studies. *J Roy Statis Soc A* 1986; 149:1-43.
5. Almeida MF, Mello-Jorge MHP. Pequenos para idade gestacional: fator de risco para mortalidade neonatal. *Rev Saude Publica* 1998; 32:217-224.
6. Almeida MF, Novaes HMD, Alencar GP, Rodrigues LC. Mortalidade neonatal no Município de São Paulo: influência do peso ao nascer e fatores sócio-demográficos e assistenciais. *Rev Bras Epidemiol* 2002; 5:93-107.
7. Almeida SDM, Barros MBA. Atenção à saúde e mortalidade neonatal: estudo caso-controle realizado em Campinas, SP. *Rev Bras Epidemiol* 2004; 7:22-35.
8. Andrade CLT, Szwarcwald CL. Análise espacial da mortalidade neonatal precoce no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996. *Cad Saude Publica* 2001; 17:1199-1210.
9. Araújo BF, Bozzetti MC, Tanaka ACA. Mortalidade neonatal precoce no Município de Caxias do Sul: um estudo de coorte. *J Pediatr* 2000 (Rio J.); 76:200-206.
10. Austin PC, Tu JV, Alter DA. Comparing hierarchical modeling with traditional logistic regression analysis among patients hospitalized with acute myocardial infarction: should we be analyzing cardiovascular outcomes data differently? *Am Hearh J* 2003; 145(1):27-35.
11. Bhalotra S. Birth spacing and neonatal mortality in India: dynamics, frailty and fecundity  
[http://www.efm.bris.ac.uk/economics/working\\_papers/pdffiles/dp04567.pdf](http://www.efm.bris.ac.uk/economics/working_papers/pdffiles/dp04567.pdf) (acessado em 30/Dez/2004).
12. Barros AJD. Modelos multinível: primeiros passos.  
<http://www.pjeventos.com.br/epi2002/Index2.htm>. (acessado em 07/Maio/2002).

13. Bateman IJ, Jones AP. Contrasting Conventional with Multi-Level Modeling Approaches to Meta-Analysis. *Land Economics* 2003; 79(2):235-258.
14. Bennet N. Teaching styles and pupil progress. London: Open Books, 1976.
15. Bercini LO. Mortalidade neonatal de residentes em localidade urbana da região sul do Brasil. *Rev Saude Publica* 1994; 28:38-45.
16. Blakely T, Subramanian SV. Multilevel studies. In Oakes M, Kaufman J, eds. *Methods for Social Epidemiology*, San Francisco: Jossey Bass, 2006: 316-340.
17. Brown H, Prescott R. *Applied Mixed Models in Medicine*. John Wiley & Sons. Chichester; 1999.
18. Browne WJ, Subramanian SV, Jones K, Goldstein H. Variance partitioning in multilevel logistic models that exhibit overdispersion. *J R Statist Soc A* 2005; 168(3):599-613.
19. Bryk AS, Raudenbush SW. *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. Newbury Park, CA: Sage Publications; 1992.
20. Caldeira AP, Franca E, Perpetuo IH, Goulart EM. Trends in avoidable causes of infant mortality in Belo Horizonte, Brazil, 1984 to 1998. *Rev Saude Publica* 2005; 39(1):67-74.
21. Catalán-Reyes MJ, Gallindo-Villardón MP. Utilización de los modelos multinível em investigación sanitaria. *Gac Sanit* 2003; 17(Suppl 3):35-52.
22. CIA The World Factbook: Guide to Rank Order Pages - Infant mortality rate.  
<https://www.cia.gov/cia/publications/factbook/rankorder/2091rank.html>  
(acessado em 20/Set/2006).
23. Cidadania. Brasil precisa reduzir em 29% as mortes de crianças e em 39% os óbitos de mães até 2010.  
[http://www.cidadania.org.br/conteudo.asp?conteudo\\_id=4812&secao\\_id=103](http://www.cidadania.org.br/conteudo.asp?conteudo_id=4812&secao_id=103) (acessado em 10/Mai/2005).
24. Claeson M, Bos ER, Mawji T, Pathmanathan I. Reducing child mortality in India in the new millenium. *Bull World Health Organ* 2000; 78(10):1192-1199.
25. Costa MC, Azi PA, Paim JS, da Silva LM. Infant mortality and living conditions: the reproduction of social inequalities in health during the 1990s. *Cad Saude Publica* 2001; 17(3):555-567.

26. Costello A, White H. Reducing global inequalities in child health. *Arch Dis Child* 2001; 84:98-102.
27. Cruz MCC. O impacto da amamentação sobre a desnutrição e a mortalidade infantil, Brasil, 1996. 80f. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública) - Escola Nacional de Saúde Pública. Rio de Janeiro, 2001.
28. Curtis SL, Diamond I, Mc Donald JW. Birth interval and family effects on postneonatal mortality in Brazil. *Demography* 1993; 30(1):33-43.
29. Curtis SL, Steele F. Variations in familial neonatal mortality risk in four countries. *J Biosoc Sci* 1996; 28:141-159.
30. Das Gupta M. Death clustering, mothers' education and determinants of child mortality in rural Punjab, India. *Population Studies* 1990; 44:489-505.
31. DATASUS - Departamento de Informática do SUS: Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde: Décima Revisão - Volume I; 1993.  
<http://www.datasus.gov.br/cid10/webhelp/cid10.htm>. (acessado em 10/Mar/2004)
32. Diamond I. Child mortality - the challenge now. *Bulletin of the World Health Organization* 2000; 78:1174.
33. Diez-Roux AV. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *Am J Public Health* 1998; 88:216-222.
34. Diez-Roux AV. A glossary for multilevel analysis. *J Epidemiol Community Health* 2002; 56(8):588-594.
35. Duncan C, Jones K, Moon G. Context, composition and heterogeneity: using multilevel models in health research. *Soc Sci Med* 1998; 46(1):97-117.
36. Ferrari LSL, Brito ASJ, Carvalho ABR, Gonzáles MRC. Mortalidade neonatal no Município de Londrina, Paraná, Brasil, nos anos 1994, 1999 e 2002. *Cad Saude Publica* 2006; 22(5):1063-1071.
37. Ferrão ME. Introdução aos modelos de regressão multinível em educação. Campinas, Brasil: Editora Komedi; 2003.
38. Guo G, Zhao H. Multilevel modeling for binary data. *Annual Review Sociology* 2000; 26:441-462.
39. Goldstein H, Browne W, Rasbash J. Partitioning variation in multilevel models. *Understanding Statistics* 2002; 1:223-232.

40. Goldstein H. Multilevel statistical models. 3ª ed. London: Edward Arnold; 2003.
41. Hill K, Choi Y. Neonatal mortality in the developing world. *Demographic Research* 2006; 18:429-452.
42. Hox JJ. Applied multilevel analysis. Amsterdam: TT-Publikaties; 1995.
43. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). [http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia\\_imprensa.php?id\\_noticia=266](http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_imprensa.php?id_noticia=266). (acessado em 10/Mai/2005).
44. Jeffrey DS. Macroeconomics and Health: Investing in Health for Economic Development. Report of the Commission on Macroeconomics and Health. Geneva - World Health Organization; 2001. <http://www.cid.harvard.edu/cidcmh/CMHReport.pdf> (acessado em 05/Set/2005).
45. Kachman SD. An Introduction to Generalized Linear Mixed Models. <http://statistics.unl.edu/faculty/steve/glmm/paper.pdf>; 2000. (acessado em 30/04/2004).
46. Kozu K, Godinho LT, Muniz MVF, Chiarioni P. Mortalidade infantil: causas e fatores de risco: um estudo bibliográfico. <http://www.medstudents.com.br/original/original/mortinf/mortinf.htm>. (acessado em 31/Mar/2005).
47. Kreft I, de Leeuw J. Introducing multilevel modeling. Thousand Oaks: Sage Publications Inc., 1998.
48. Langford IH, Betham G. A multilevel model of sudden infant death syndrome in England and Wales. *Environ Plan A* 1997; 29:629-640.
49. Lansky S, França E, Leal MC. Mortes perinatais evitáveis em Belo Horizonte, Minas Gerais, 1999. *Cad Saude Publica* 2002; 18:1389-1400.
50. Laurenti R, Mello-Jorge MHP, Lebrão ML, Gotlieb SLD, Almeida MF. Special Editorial - Vital statistics: counting births and deaths. *Rev Bras Epidemiol* 2005; 8(2):108-110.
51. Leal MC, Szwarcwald CL. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil (1979 a 1993): análise por causa segundo grupo de idade e região de residência. *Cad Saude Publica* 1996a; 12:243-252.
52. Leal MC, Szwarcwald CL. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil (1979-1993): Análise por grupo etário segundo região de residência. *Rev Saude Publica* 1996b; 30:403-412.

53. Leal MC, Szwarcwald CL. Características da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro na década de 80: uma visão espaço-temporal. *Rev Saude Publica* 1997; 31:457-465.
54. Lee Y, Nelder JA. Hierarchical generalised linear models: A synthesis of generalised linear models, random-effects models and structured dispersions. *Biometrika* 2001; 88(4):987-1006.
55. Leite IC. O efeito do aleitamento materno e do intervalo entre nascimentos sobre a mortalidade infantil: considerações metodológicas para o seu estudo (Nordeste – 1991) 124f. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Universidade Federal de Minas Gerais. 1994.
56. Leite AJM, Marcopito LF, Diniz RLP, Silva AVS, Souza LCB, Borges JC, et al. Mortes perinatais no Município de Fortaleza, Ceará: o quanto é possível evitar? *J Pediatr* 1997 (Rio J.); 73:388-394.
57. Leite AJM, Silva AC. Mortalidade infantil: indicador das condições de vida das populações. *Rev Ped Ceará* 2000; 1(2):8-16.
58. Leyland AH, Groenewegen PP. Multilevel modelling and public health policy. *Scand J Public Health* 2003; 31(4):267-274.
59. Lindley DV, Smith AFM. Bayes estimates for the linear model (with discussion). *J Roy Statist Soc B* 1972; 34:1-44.
60. Lopes AD. Reducing child mortality. *Bull World Health Organ* 2000; 78(10):1173-1173.
61. Hill K. Frameworks for studying the determinants of child survival. *Bull World Health Organ* 2003; 81(2):138-139.
62. Machado CJ, Hill K. Determinantes da mortalidade neonatal e pós-neonatal no Município de São Paulo. *Rev Bras Epidemiol* 2003; 6(4):345-358.
63. Machado CJ. A literature review of record linkage procedures focusing on infant health outcomes. *Cad Saude Publica* 2004; 20(2):362-371.
64. Machado CJ, Hill K. Maternal, neonatal and community factors influencing neonatal mortality in Brazil. *J Biosoc Sci* 2005; 37:193-208.
65. Manda SOM. Birth intervals, breastfeeding and determinants of childhood mortality in Malawi. *Soc Sci Med* 1999; 48:301-312.
66. Mariotoni GGB, Barros Filho AA. Peso ao nascer e mortalidade hospitalar entre nascidos vivos, 1975-1996. *Rev Saude Publica* 2000; 34:71-76.

67. Martins EF, Velásquez-Meléndez G. Determinantes da mortalidade neonatal a partir de uma coorte de nascidos vivos, Montes Claros, Minas Gerais, 1997– 1999. *Rev Bras Saude Matern Infant* 2004; 4:405-512.
68. Masuy-Stroobant G. The determinants of infant mortality: how far are conceptual frameworks really modelled ? Louvain-la-Neuve 2001; 21 p.; Documents de Travail du SPED.
69. Matteson DW, Burr JA, Marshall JR. Infant mortality: a multi-level analysis of individual and community risk factors. *Soc Sci Med* 1998; 47(11):1841-1854
70. Medstudents. Mortalidade Infantil: causas e fatores de risco. um estudo bibliográfico. <http://www.medstudents.com.br/original/original/mortinf/mortinf.htm>. (acessado em 20/Abril/2005).
71. Mello-Jorge MHP, Gotlieb SLD, Soboll MLMS, Almeida MF, Latorre MRDO. Avaliação do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e o uso de seus dados em Epidemiologia e estatísticas de saúde. *Rev Saude Publica* 1993; (27 Suppl):1-44.
72. Mello-Jorge MHP, Gotlieb SLD, Laurenti R. A saúde no Brasil: análise do período de 1996 a 1999. Brasília: Organização Pan-Americana de Saúde; 2001.
73. Menezes AMB, Barros FC, Victora CG, Alves C, Rocha C, Albernaz E, et al. Mortalidade perinatal em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil: tendências e diferenciais. *Cad Saude Publica* 1996; 12 (Suppl:1):33-41.
74. Menezes AMB, Barros FC, Victora CG, Tomasi E, Halpern R, Oliveira ALB. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993. *Rev Saude Publica* 1998; 32:209-216.
75. Merlo J. Multilevel analytical approaches in social epidemiology: measures of health variation compared with traditional measures of association. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2003; 57(8):550-552.
76. Ministério da Saúde (MS/SVS 2004a). Sistema de Informações sobre Mortalidade - SIM. <http://www.datasus.gov.br>. (acessado em 22/Jan/2004).
77. Ministério da Saúde (MS/SVS 2004b). Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos - SINASC. <http://www.datasus.gov.br>. (acessado em 22/Jan/2004).

78. Ministério Saúde (MS/SVS 2004c) - Análise da situação de saúde. [http://portal.saude.gov.br/portal/svs/visualizar\\_texto.cfm?idtxt=21169](http://portal.saude.gov.br/portal/svs/visualizar_texto.cfm?idtxt=21169) (acessado em 20/Out/2004).
79. Ministério da Saúde: Secretaria de Vigilância em Saúde (MS/SVS). Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório. [http://portal.saude.gov.br/portal/svs/visualizar\\_texto.cfm?idtxt=21209](http://portal.saude.gov.br/portal/svs/visualizar_texto.cfm?idtxt=21209) (acessado em 20/Mar/2005)
80. Ministério da Saúde (MS) – Queda de 8,7% na mortalidade infantil e de 7,3% na neonatal. [http://portal.saude.gov.br/portal/aplicacoes/noticias/noticias\\_detalhe.cfm?co\\_seq\\_noticia=24288](http://portal.saude.gov.br/portal/aplicacoes/noticias/noticias_detalhe.cfm?co_seq_noticia=24288) (acessado em 05/Abril/2006).
81. Miura E, Faillace LH, Fiori H. Mortalidade perinatal e neonatal no Hospital de Clínicas de Porto Alegre. *AMB Rev Assoc Med Bras* 1997; 43:35-39.
82. Moerbeek M, van Breukelen GJP, Berger MPF. A comparison between traditional methods and multilevel regression for the analysis of multicenter intervention studies. *J Clin Epidemiol* 2003; 56(4):341-350.
83. Moraes Neto OL, Barros MBA. Fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal na Região Centro-Oeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. *Cad Saude Publica* 2000; 16:477-485.
84. Moraes Neto OL, Barros MBA, Martelli CMT, Silva AS, Siqueira Jr. JB. Diferenças no padrão de ocorrência da mortalidade neonatal e pós-neonatal no Município de Goiânia, Brasil, 1992-1996: análise espacial para identificação das áreas de risco. *Cad Saude Publica* 2001; 17:1241-1250.
85. Mosley WH, Chen L. An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries. *Pop Develop Rev* 1984; (10 Suppl):25-45.
86. Mosley WH. Determinantes biológicos y socioeconómicos de la sobrevivencia en la infancia. *Salud Publica Mex* 1988; 30(3):312-29.
87. Omariba DWR, Beaujot R, Rajulton F. Correlated mortality risks of siblings in Kenya: an examination of the concept of death clustering and a model for analysis. <http://www.ssc.uwo.ca/sociology/popstudies/dp2005.html>. (acessado em 10/Out/2005).
88. OPAS - Organização Pan-americana da Saúde. Mortalidade e nascidos vivos: análise epidemiológica 1997.

89. Paim JS, Costa MCN. Decréscimo e desigualdade da mortalidade infantil, Salvador, 1980-1988. Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana 1993; 114:415-428.
90. Peixoto HCG. A Mortalidade Infantil em Santa Catarina. Relatório da Secretaria Estadual de Saúde de Santa Catarina. Santa Catarina. 2004.
91. Perez GG, Leon HL. Desarrollo social y mortalidad infantil, 1977-1986, Cuba. Uma analisis regional. Rev Saude Publica 1990; 24:186-195.
92. Pickett KE, Pearl M. Multilevel analyses of neighborhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. J Epidemiol Community Health 2001; 55:111-22.
93. 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(4):547-556.
94. Ramos PCF, Formiga MCC, Costa CCL, Ponce de Leon AC. Diferenciais regionais da mortalidade da população infantil no estado do Rio Grande do Norte evidenciados pela utilização de modelos multiníveis. XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais; MG: Caxambu; 2006.
95. Ribeiro VS, Silva AAM. Tendências da mortalidade neonatal em São Luís, Maranhão, Brasil, 1979 a 1996. Cad Saude Publica 2000; 16:429-438.
96. Rodwin VG, Neuberger LG. Infant mortality and income in 4 world cities: New York, London, Paris, and Tokyo. Am J Public Health 2005; 95(1):86-90.
97. Roos LL, Magoon J, Gupta S, Chateau D, Veugelers PJ. Socioeconomic determinants of mortality in two Canadian provinces: multilevel modelling and neighborhood context. Soc Sci Med 2004; 59(7):1435-1447.
98. Roushdy R, Montgomery MR, Fikree F. Urban poverty and early childhood mortality: a case study of household and neighborhoods in urban Egypt. <http://209.85.165.104/search?q=cache:iJVbNY-KRQwJ:www.cicred.org/Eng/Seminars/Details/Seminars/Trivandrum2005/TrivandrumRoushdy.pdf+Urban+poverty+and+early&hl=pt-BR&gl=br&ct=clnk&cd=1> (acessado em 10/Jun/2005).
99. Rutstein SO. Factors associated with trends in infant and child mortality in developing countries during the 1990s. Bull World Health Organ 2000; 78(10):1256-1270.

100. Santos TF, Moura FA. Os determinantes da mortalidade infantil no Nordeste: aplicação de modelos hierárquicos. *Bahia Análise e Dados* 2001; 10(4):122-128.
101. Sarinho SW, Filho DAM, Silva GAP, Lima MC. Fatores de risco para óbitos neonatais no Recife: um estudo caso-controle. *J Pediatr* 2001 (Rio J.); 77:294-298.
102. Sastry N. Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil. *Demography* 1996; 33(2):211-229.
103. Sastry N. A nested frailty model for survival data, with an application to the study of child survival in northeast Brazil. *Journal of the American Statistical Association* 1997; 92(438):426-435.
104. Sastry N. Urbanization, development, and under-five mortality differentials by place of residence in São Paulo, Brazil, 1970-1991. *Demographic Research* 2004; 2:355-386.
105. Schneider MC, Castillo-Salgado C, Loyola-Elizondo E, Bacallao J, Mujica OJ, Vidaurre M, et al. Trends in infant mortality inequalities in the Americas: 1955-1995. *J Epidemiol Community Health* 2002; 56(7):538-541.
106. Schramm JMA, Szwarcwald CL. Sistema hospitalar como fonte de informações para estimar a mortalidade neonatal e a natimortalidade. *Rev Saude Publica* 2000; 34:272-279.
107. Secretaria da Coordenação e Planejamento do RS (SCP/RS). População e infância. <http://www.scp.rs.gov.br>. (acessado em 10/Nov/2004).
108. Secretaria da Coordenação e Planejamento do RS (SCP/RS). Mortalidade Infantil. <http://www.scp.rs.gov.br>. (acessado em 15/Nov/2005).
109. Secretaria Estadual da Saúde – RS (SES/RS 2005a). Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – SINASC/RS. <http://www.saude.rs.gov.br/das/sinasc.php>. (acessado em 22/Jan/2005).
110. Secretaria Estadual da Saúde – RS (SES/RS 2005b). [http://www.estado.rs.gov.br/index.php?inc=noticias/noticias\\_view.php&notid=45364&menu=13&submenu=73&vac=&corede=&opcaomenu=](http://www.estado.rs.gov.br/index.php?inc=noticias/noticias_view.php&notid=45364&menu=13&submenu=73&vac=&corede=&opcaomenu=). (acessado em 25/Agos/2005).
111. Shimakura S E, Carvalho MS, Aerts DRC, Flores R. Distribuição espacial do risco: Modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cad Saude Publica* 2001; 17:1251-1261.

112. Silva CF, Leite AJM, Almeida NMGR, Gondim RC. Fatores de risco para mortalidade infantil em município do Nordeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis – 2000 a 2002. *Rev Bras Epidemiol* 2006; 9(1):69-80.
113. Simões CCS, Monteiro CA. Tendência secular e diferenciais regionais da mortalidade infantil no Brasil. In: Monteiro CA (Org). *Velhos e novos males da saúde no Brasil. A evolução do país e de suas doenças.* p.153-156. São Paulo: Editora Hucitec; 1995.
114. Simões CCS. Estimativas da mortalidade infantil por microrregiões e municípios. Brasília: Ministério da Saúde, 1999.
115. Singer JD. Using SAS PROC MIXED to fit multilevel models, hierarchical models, and individual growth models. *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 1998; 24(4):323-355.
116. Singh GK, Yu SM. Infant mortality in the United States: trends, differentials, and projections, 1950 through 2010. *Am J Public Health* 1995; 85(7):957-964.
117. Snijders T, Bosker R. *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling.* London: Sage; 1999.
118. Subramanian SV, Chen JT, Rehkopf DH, Waterman PD, Krieger N. Racial disparities in context: a multilevel analysis of neighborhood variations in poverty and excess mortality among black populations in Massachusetts. *Am J Public Health* 2005; 95(2):260-265.
119. Szwarcwald CL, Bastos FI, Esteves MAP, Andrade CLT, Paez MS, Médici EV, et al. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. *Cad Saude Publica* 1999; 15:15-28.
120. Szwarcwald CL, Bastos FI, Barcellos C, Pina MF, Esteves MAP. Health conditions and residential concentration of poverty: a study in Rio de Janeiro, Brazil. *J Epidemiol Community Health* 2000; 54(7):530-536.
121. Szwarcwald CL, Andrade CLT, Bastos FI. Income inequality, residential poverty clustering and infant mortality: a study in Rio de Janeiro, Brazil. *Soc Sci Med* 2002; 55(12):2083-2092.
122. Victora CG, Grassi PR, Schmidt AA. Situação da saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980-1992: tendências temporais e distribuição espacial. *Rev Saude Publica* 1994; 28(6):423-432.
123. Victora CG, Vaughan JP, Barros FC, Silva AC, Tomasi E. Explaining trends in inequities: evidence from Brazilian child health studies. *Lancet* 2000; 356:1093-1098.

124. Victora CG. Intervenções para reduzir a mortalidade infantil pré-escolar e materna no Brasil. *Rev Bras Epidemiol* 2001; 4(1):3-69.
125. Wong LR, Giraldelli B. Delayed birth registration (DBR) in São Paulo. *Braz J Pop Stud* 1997/1998; 1.
126. Woods A. Multilevel modelling in primary care research. *Br J Gen Pract* 2004; 54(504): 560–561.

## **6. ARTIGOS**

- 6.1 Artigo 1: Evolução da mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, Brasil, 1994 a 2004: análise clássica e multinível ..... 92**
- 6.2 Artigo 2: Determinantes da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul, Brasil, 2003: análise clássica e multinível ..... 120**

## 6.1 Artigo 1

### **Evolução da mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, Brasil, 1994 a 2004: análise clássica e multinível**

Trends of infant mortality at the Rio Grande do Sul, Brazil,  
1994 to 2004: a classical and multilevel analysis

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

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

Elsa Regina Justo Giugliani <sup>2</sup>

João Riboldi <sup>2,3</sup>

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

Correspondência:

Prof. Roselaine Ruviaro Zanini

Av. Roraima, 1000, prédio 13 - Departamento de Estatística, UFSM

CEP: 97105-900, Santa Maria, RS, Brasil

Telefone: +55 55 32208486 - Fax: +55 55 32208612

e-mail: rrganini@smail.ufsm.br

A ser enviado: Cadernos de Saúde Pública

## RESUMO

O objetivo deste estudo foi analisar a evolução das taxas de mortalidade infantil e seus componentes no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004, considerando características individuais e contextuais. Foi realizado um estudo ecológico longitudinal utilizando análise de medidas repetidas e de regressão linear multinível para estimar os fatores associados à mortalidade infantil, considerando dois níveis: microrregião e tempo. Verificou-se que a taxa de mortalidade infantil reduziu de 19,2 para 15,2 por mil nascidos vivos. As principais causas de óbitos infantis, nos últimos cinco anos, foram as afecções perinatais (54,1%) e o grupo das malformações congênitas (20,3%). Aproximadamente 47% da variação nas taxas de mortalidade ocorreu no nível das microrregiões, e 10% de acréscimo na cobertura do Programa Saúde da Família esteve associado à redução de 1‰ na mortalidade infantil ( $p < 0,001$ ). Aumentar em 10% a taxa de pobreza esteve associado com um aumento de 2,1‰ nos óbitos infantis ( $p < 0,001$ ). Encontrou-se associação positiva com a proporção de baixo peso e com a taxa de leitos hospitalares na população e, negativa, com a proporção de cesarianas e com a taxa de hospitais. Os resultados sugerem que as variáveis individuais e contextuais apresentaram efeitos significativos na redução das taxas de mortalidade infantil no Rio Grande do Sul.

**Descritores:** Sistemas de Informação em Saúde; Mortalidade Infantil, Causa Básica de Morte, Medidas Repetidas, Modelos Multiníveis.

## ABSTRACT

The objective of this study was to analyze infant mortality rate trend and its components in the State of Rio Grande do Sul, from 1994 to 2004, considering individual and contextual features. An ecologic longitudinal study was carried out using the analysis of repeated-measures and the multilevel linear regression, to estimate the factors associated to infant mortality regarding two levels: microregions and time. It was verified that infant mortality reduced from 19.2 to 15.2 per thousand of born alive babies. Infant's deaths main causes, in the last five years, have been perinatal affections (54.1%) and the group of congenital malformations (20.3%). Nearly 47% of mortality rate variation occurred in the level of microregions, and a 10% increase in Family Health Program coverage was associated to a 1‰ decrease in the infant mortality ( $p < 0.001$ ). A 10% increase in poverty rate was associated to a 2.1‰ increase in infant death ( $p < 0.001$ ). There was positive association to the proportion of low weight and hospital beds in the population and, negative, to the proportion of caesarean sections and hospital rates. These results suggest that individual and contextual variables had significant effect on further reduction of infant mortality rates in the State of Rio Grande do Sul.

Key-words: Health Information Systems, Infant Mortality, Basic Cause of Death, Repeated-Measures, Multilevel Models.

## Introdução

O Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI), que expressa a probabilidade de um nascido vivo morrer antes de completar um ano de vida, é considerado um dos mais eficientes sensores de desenvolvimento social, econômico e ético de uma população, e seu acompanhamento permite inferir sobre a qualidade de vida de uma população e seus determinantes.<sup>1-3</sup>

Anualmente, morrem no mundo cerca de 11 milhões de crianças com menos de 5 anos, a maioria por causas evitáveis e em países pobres. Dessas, 7 milhões não completam o primeiro ano de vida, sendo 70% das mortes associadas a causas nutricionais ou a doenças como infecções respiratórias, diarreia ou malária.<sup>4</sup>

No Brasil, a taxa de mortalidade infantil reduziu 38% na última década, sendo de 26,6 por mil nascidos vivos em 2004, o que coloca o País na 99ª posição no *ranking* da Organização das Nações Unidas (ONU), liderado pela Islândia (3,2) em oposição a Angola (192,5).<sup>5,6</sup>

O Rio Grande do Sul tem apresentado as menores taxas de mortalidade infantil do Brasil, passando de 19,2 (1994) para 15,2 (2004) por mil nascidos vivos.<sup>7</sup> Entretanto, essa taxa ainda se mantém superior ao valor considerado aceitável pela Organização Mundial de Saúde de 10 mortes/mil nascimentos, alcançado por países como Costa Rica, Chile e Hungria.<sup>6</sup>

Muitos fatores estão associados à mortalidade infantil, os quais foram sumarizados num modelo conceitual proposto por Mosley e Chen (1984)<sup>8</sup> para países em desenvolvimento, que se baseia na premissa de que determinantes sociais e econômicos da mortalidade infantil operam através de determinantes proximais biológicos. Assim, o declínio na mortalidade infantil seria atribuído, entre outros fatores, à melhoria das condições de saneamento básico, à ampliação do acesso da população, às ações básicas de saúde, ao controle das doenças diarreicas, às imunizações, ao incentivo ao aleitamento materno, à maior cobertura do atendimento pré-natal e à efetividade de alguns programas sociais.<sup>8</sup>

Apesar das quedas nas taxas, ainda persistem diferentes níveis e padrões de declínio entre regiões geográficas e subgrupos populacionais inerentes às regiões, estados e municípios.<sup>9,10</sup>

A mortalidade infantil é classificada segundo dois componentes: neonatal (menos de 28 dias) e pós-neonatal (28 a 364 dias), em função de que apresentam causas de óbitos bastante específicas, o que requer ações preventivas distintas. Em geral, os óbitos neonatais representam a maior parcela da mortalidade infantil, podendo, muitos deles ser considerados evitáveis pela adequada assistência à gestante e ao parto.<sup>3,11-12</sup> Da mesma maneira, uma parte dos óbitos pós-neonatais, que são de controle mais simples, podem ser evitados por estarem diretamente associados à qualidade de vida, como condições de saneamento e acesso aos serviços de saúde.<sup>13</sup>

Vários estudos têm investigado características maternas e das crianças como fatores que elevam o risco de mortalidade infantil.<sup>13-17</sup> No entanto, a maioria deles desconsidera a estrutura hierárquica inerente aos dados, ou seja, não leva em conta a correlação existente entre indivíduos de um mesmo grupo, o que pode produzir inferências incorretas. Entre os que consideram a estrutura hierárquica, a maioria investiga apenas o agrupamento no nível da família,<sup>18-20</sup> desconsiderando os efeitos das comunidades ou regiões nas quais as crianças e suas mães vivem.

Neste sentido, os estudos longitudinais multiníveis são essenciais para ampliar o conhecimento sobre as mudanças que ocorrem numa população.<sup>21</sup> Além disso, permitem estimar separadamente a variabilidade de cada nível, tornando possível a análise das características individuais ou regionais que podem explicar essas diferenças, auxiliando em estratégias de prevenção.<sup>22-24</sup>

Sendo assim, este estudo busca examinar os principais aspectos da mortalidade infantil e seus componentes no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004, além de ajustar modelos clássicos e multiníveis que incluam fatores individuais e contextuais, os quais podem estar envolvidos nas tendências da mortalidade.

## **Método**

### *Delineamento*

Estudo ecológico longitudinal retrospectivo realizado com as informações sobre nascidos vivos e óbitos infantis (0 a 364 dias).

### *Desfecho*

A variável dependente é o coeficiente de mortalidade infantil (CMI), expresso como o número de óbitos em menores de 1 ano por mil crianças nascidas vivas, ocorridos de 1994 a 2004 nas 35 microrregiões (agrupamento de municípios limítrofes com a finalidade de integrar a organização, o planejamento e a execução de funções públicas de interesse comum) do Rio Grande do Sul.

### *Fonte de dados*

As informações utilizadas são provenientes dos registros do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), disponíveis no DATASUS, os quais contêm informações das declarações de nascimentos e óbitos.

Foram consideradas todas as causas de óbito de acordo com os capítulos da 9ª Revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-9), para os anos de 1994 e 1995 e, de acordo com os capítulos da 10ª (CID-10), para o período de 1996 a 2004.

### *Variáveis preditoras*

Foram consideradas variáveis preditoras em escala contínua (centradas na média) em dois níveis. Os critérios utilizados para incluí-las nos modelos foram o referencial teórico pesquisado e a significância estatística das estimativas dos parâmetros.

Os determinantes considerados para o nível individual, disponíveis para os 11 anos do estudo foram: tempo, proporção de baixo peso, de nascimentos por parto cesáreo, de mulheres que realizaram 7 ou mais

consultas pré-natais e de nascidos pré-termo, além da cobertura de imunização do sarampo e BCG.

As características demográficas das microrregiões utilizadas foram: taxa de urbanização (proporção da população residente em áreas urbanas), expectativa de vida ao nascer (número médio de anos que as pessoas viveriam a partir do nascimento) e fecundidade (número médio de crianças por mulher ao longo do seu período reprodutivo). Os indicadores socioeconômicos foram: analfabetismo (percentual de pessoas com 15 anos ou mais de idade incapazes de ler ou escrever um bilhete simples), média de estudo (anos), pobreza (percentual da população com renda domiciliar *per capita* inferior a meio salário mínimo), internação por agressões (percentual de internações por agressões), percentual de homicídios na população e participação (percentual da população economicamente ativa entre a população em idade produtiva), além do Produto Interno Bruto (PIB *per capita*), Índice de Desenvolvimento Socioeconômico (IDESE) e densidade nos domicílios (percentual de pessoas que vivem em domicílios com densidade superior a 2, dado pela razão entre o número de moradores e de cômodos, excluídos o(s) banheiro(s) e mais um destinado à cozinha). Também foram considerados alguns indicadores de cobertura tais como: Programa de Saúde da Família (percentual de pessoas cadastradas), água (proporção de domicílios particulares permanentes com abastecimento por rede geral), saneamento (percentagem de domicílios com instalações sanitárias ligadas à rede geral) e saúde suplementar (percentual de beneficiários que utilizam planos privados de assistência à saúde para realizar consultas, exames ou internações).

Os indicadores de recursos foram: taxa de médicos (incluindo médicos residentes) e de leitos hospitalares por mil habitantes, taxa de hospitais por cem mil habitantes e valor despendido com atenção básica por habitante.

As variáveis foram obtidas nas bases de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); no DATASUS: Programa Nacional de Imunização (PNI), Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB),

Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS); no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); na Fundação de Economia e Estatística (FEE); no Sistema Nacional de Indicadores Urbanos (SNIU) e no Atlas Socioeconômico do Rio Grande do Sul, em diferentes períodos (censo 2000, 1994-2004, 2003 ou 2004), em função da disponibilidade das mesmas.

### *Estratégia analítica*

As medidas repetidas de uma mesma microrregião foram observadas ao longo de 11 anos. Para análise das tendências de cada série temporal, utilizou-se as taxas percentuais de variação anual, ajustadas por meio de regressão exponencial dos coeficientes de mortalidade.

Para a modelagem de medidas repetidas utilizando-se modelos mistos, o uso do procedimento MIXED do SAS possibilitou considerar diferentes estruturas de covariância, selecionando a mais adequada para a variação de medidas dentro de indivíduos, ajustando-se um modelo cujos coeficientes foram significativos ( $p < 0,05$ ). A melhor estrutura foi aquela que apresentou os menores valores para AIC (*Akaike's Information Criterion*)<sup>25</sup> e BIC (*Schwarz's Bayesian Criterion*).<sup>26</sup>

Para a seleção das variáveis contextuais, além do referencial teórico, realizou-se uma análise de correlação para avaliar a multicolinearidade.

Na análise de regressão linear multinível, foi considerada a estrutura hierárquica, segundo as microrregiões do RS (nível 2) e o período de 1994 a 2004 (nível 1), para a qual foi ajustado um modelo não-condicional (vazio), além de modelos com coeficientes fixos e aleatórios. Também foram considerados modelos com variância complexa, ou seja, modelos que permitiram modelar a variância do CMI em função de variáveis explanatórias.

A estimação do modelo não-condicional produziu informações sobre a variabilidade do desfecho em cada um dos níveis, e o coeficiente de correlação intramicrorregiões foi calculado por:  $\rho = \sigma_{uo}^2 / (\sigma_{uo}^2 + \sigma_{eo}^2)$ .<sup>27</sup> Os coeficientes de regressão foram estimados por IGLS (*Iterative Generalized Least Squares*).

A significância estatística das estimativas foi verificada pelo teste de Wald.

Tanto para a abordagem clássica quanto multinível, o melhor modelo foi escolhido pelo teste da razão de verossimilhança (*deviance*), sendo que os principais resultados foram comparados. Como medidas de diagnóstico do modelo, foram analisados os resíduos para os dois níveis, assim como as medidas de *leverage* e de influência.

As análises multiníveis e de medidas repetidas foram desenvolvidas com o auxílio dos aplicativos computacionais MLwiN 2.02<sup>28</sup> e SAS 9.1<sup>29</sup> respectivamente.

#### *Modelos multiníveis para desfechos contínuos*

A modelagem multinível considera um conjunto de dados hierárquicos, com a variável resposta medida no nível individual e com variáveis explicativas que podem ser medidas no nível individual ou contextual. Sendo assim, conceitualmente, o modelo pode ser visto como um sistema hierárquico de equações de regressão, permitindo a estimação de efeitos individuais (intragrupo) e de efeitos contextuais (entregrupos).<sup>21</sup>

Os modelos para o nível 1 são desenvolvidos separadamente em cada unidade do nível  $j$ , considerando a possibilidade de variação dos interceptos e das inclinações.<sup>21,27</sup>

Por simplicidade algébrica, considera-se aqui o modelo em dois níveis:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + u_{0j} + e_{0ij} \quad (1)$$

com  $i = 1, 2, \dots, n_j$  e  $j = 1, 2, \dots, J$ .

$Y_{ij}$ : desfecho do  $i$ -ésima unidade do nível 1, agrupada na  $j$ -ésima do nível 2;

$X_{ij}$ : variável preditora medida na  $i$ -ésima unidade do nível 1, agrupada na  $j$ -ésima do nível 2;

$\beta_0$ : intercepto geral do modelo;

$\beta_1$ : coeficiente de inclinação associado à variável preditora  $X$ ;

$u_{0j}$ : efeito aleatório do nível 2;

$e_{0ij}$ : efeito aleatório do nível 1.

Os resíduos  $u_{0j}$  e  $e_{0ij}$  são supostamente independentes e normalmente distribuídos, com média zero e variâncias  $\sigma_{u0}^2$  e  $\sigma_{e0}^2$  respectivamente.

A variância residual, ou seja, a variância condicionada à X é dada por:

$$\text{Var} (Y_{ij}/X_{ij}) = \text{var} (u_{0j}) + \text{var} (e_{0ij}) = \sigma_{u0}^2 + \sigma_{e0}^2 \quad (2)$$

A covariância entre dois indivíduos ( $i_1, i_2$ ) no mesmo grupo j é:

$$\text{Cov} (Y_{i_1j}, Y_{i_2j} / X_{i_1j}, X_{i_2j}) = \text{var} (u_{0j}) = \sigma_{u0}^2 \quad (3)$$

O coeficiente de correlação intragrupo, o qual expressa a fração da variabilidade total que pode ser atribuída ao nível 2, é dado por:

$$\rho_I (Y_{ij}/X_{ij}) = \frac{\sigma_{u0}^2}{\sigma_{u0}^2 + \sigma_{e0}^2} \quad (4)$$

Essa medida é um indicador do grau de agrupamento da população correspondendo à correlação entre os valores de dois indivíduos de um grupo, controlado para a variável X.<sup>21,27,30</sup>

O modelo da equação (1) pode ser estendido, tal que:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{1ij} + e_{0ij} \quad (5)$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \text{ e } \beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j}$$

$\beta_{0j}$ : intercepto para a  $j$ -ésima unidade do nível 2;

$\beta_{1j}$ : coeficiente de inclinação associado à variável X da  $i$ -ésima unidade do nível 1, agrupada na  $j$ -ésima do nível 2;

$\beta_0$ : valor esperado dos interceptos no nível 2;

$\beta_1$ : valor esperado das inclinações no nível 2;

$u_{0j}$ : efeito aleatório da  $j$ -ésima unidade do nível 2 no intercepto  $\beta_{0j}$ ;

$u_{1j}$ : efeito aleatório da  $j$ -ésima unidade do nível 2 na inclinação  $\beta_{1j}$ .

Esse modelo é conhecido como “modelo de coeficientes aleatórios”, o qual pressupõe que cada grupo tem um intercepto ( $\beta_{0j}$ ) e uma inclinação ( $\beta_{1j}$ ) diferentes, apresentando uma estrutura de variância-covariância complexa,<sup>21,27</sup> dada por:

$$\text{Var} \begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{bmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 & \sigma_{u0u1} \\ \sigma_{u1u0} & \sigma_{u1}^2 \end{pmatrix} \right] \text{ e } \text{Var} (e_{0ij}) \sim N (0, \sigma_{e0}^2)$$

Os interceptos e as inclinações são estimados para unidades agrupadas dentro de um nível 2, produzindo resíduos reduzidos ordenados em torno de uma média global. Nesse caso, os resíduos podem ser estimados, multiplicando-se os resíduos brutos ( $\tilde{y}_j$ ) por um fator de redução:

$$\hat{u}_j = \frac{n_j \sigma_{u0}^2}{n_j \sigma_{u0}^2 + \sigma_{e0}^2} \tilde{y}_j \quad (6)$$

Os principais procedimentos de estimação aplicados, sob a pressuposição de normalidade, são: IGLS (*Iterative Generalized Least Squares*) equivalente ao ML (*Maximum Likelihood*) e o RIGLS (*Restricted/Reweighted Iterative Generalized Least Squares*) equivalente ao REML (*Residual Maximum Likelihood*).<sup>21,27</sup>

### Questões éticas

Este estudo foi aprovado pela Comissão de Pesquisa da Faculdade de Medicina da UFRGS, atendendo às exigências recomendadas pela resolução nº 196/96 do Conselho Nacional de Saúde (CNS).

### Resultados

No Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004, ocorreram 1897002 nascimentos e 31576 óbitos em crianças menores de um ano. A distribuição espacial das médias dos coeficientes de mortalidade infantil, por microrregião, pode ser observada na Figura 1. As menores médias correspondem às microrregiões de Guaporé (11,2‰) e Montenegro

(11,9‰), e as maiores, às microrregiões da Campanha Meridional (24,0‰) e Campanha Central (22,3‰).

Na Tabela 1, pode-se observar a evolução dos indicadores da mortalidade infantil e seus componentes, além da taxa percentual de variação anual. Pode-se observar que houve uma redução de 2,5% na média anual de nascidos vivos ( $p < 0,001$ ) e de 2,2% na mortalidade infantil ( $p = 0,002$ ), e para seus componentes: 1,2% neonatal ( $p = 0,011$ ) e 4,0% pós-neonatal ( $p = 0,003$ ). A mortalidade neonatal precoce (0 a 6 dias) reduziu 1,9% ( $p < 0,001$ ), enquanto que para a neonatal tardia (7 a 27 dias) houve um aumento não significativo de 1,0% ( $p = 0,186$ ), como se observa na Figura 2.

A distribuição das causas de óbitos infantis e seus componentes é apresentada na Tabela 2, para dois períodos: 1994-1999 e 2000-2004.

Em 1994-1999 e 2000-2004, respectivamente, a principal causa de mortalidade infantil foram as afecções perinatais: 9703 (50,46%) e 6674 (54,10%), seguida do grupo das malformações congênitas, anomalias e deformidades: 3051 (15,86%) e 2499 (20,26%).

Para os óbitos neonatais, a principal causa foram as afecções perinatais: 9092 (79,49%) e 5976 (76,78%), seguida do grupo das malformações: 1833 (16,03%) e 1527 (19,62%), em 1994-1999 e 2000-2004 respectivamente.

Em relação aos óbitos pós-neonatais, para 1994-1999, a principal causa de óbito correspondeu às doenças do aparelho respiratório: 2239 (28,73%), e para 2000-2004, foi o grupo das malformações congênitas: 972 (21,34%), enquanto que a segunda principal causa, de 1994-1999, foram as doenças infecciosas e parasitárias: 1329 (17,06%), e de 2000-2004, as doenças do aparelho respiratório: 871 (19,13%).

Os óbitos infantis e neonatais ocorridos por doenças infecciosas e parasitárias sofreram uma redução em torno de 34% entre os dois períodos analisados, enquanto que os pós-neonatais reduziram 27,67%. A maior redução nos óbitos infantis (40,57%) e neonatais (57,93%) foi devido às doenças respiratórias, enquanto que o grupo das malformações foi o que mais aumentou: 27,74% e 22,39% respectivamente.

Entre os óbitos pós-neonatais, a principal redução ocorreu nas doenças respiratórias (33,41%), e o acréscimo mais importante ocorreu entre as afecções perinatais (95,54%).

Na Tabela 3, estão apresentados os percentuais de mortalidade infantil, distribuídos em causas evitáveis, não-evitáveis, mal definidas e não classificadas. Observa-se um acréscimo no percentual de óbitos evitáveis por adequado controle na gravidez a partir de 2000, sendo de 17,39% nos últimos dois anos. Os percentuais de óbitos evitáveis por adequada atenção ao parto oscilaram nesse período, mas aumentaram 40,62% de 2003 para 2004.

#### *Modelo clássico e multinível*

Na análise de medidas repetidas via modelos mistos (Modelo 1), a estrutura de covariância mais adequada foi do tipo ARMA (1, 1), com  $\sigma_e^2=12,26$ ,  $\rho=0,88$ ,  $\gamma=0,25$ , AIC=2045,2, BIC=2049,9 e valor de *deviance*=31,51 ( $p<0,001$ ). Outros resultados podem ser observados na Tabela 4.

Na análise multinível, considerando um modelo de interceptos aleatórios (Modelo 2), a variância residual das microrregiões foi estimada em  $\sigma_{uo}^2=10,49$  (IC95%: 5,06–15,92;  $p<0,001$ ), enquanto que a variância residual para os anos foi  $\sigma_{eo}^2=12,01$  (IC95%: 10,23–13,79;  $p<0,001$ ). O coeficiente de correlação intramicrorregiões estimado foi  $\rho = 10,49/(10,49+12,01)=0,4662$ , sugerindo que 46,62% da variação do coeficiente de mortalidade infantil é devido à variabilidade entre as microrregiões no RS.

Para investigar os possíveis determinantes dessa variabilidade, foram incluídas no modelo características específicas das microrregiões. Os resultados de alguns dos modelos multiníveis são apresentados na Tabela 4.

O Modelo 3 (interceptos aleatórios), somente com variáveis de nível individual, apresentou *deviance*=80,14 ( $p<0,001$ ), sugerindo que a inclusão dessas variáveis melhorou significativamente o ajuste do modelo, contribuindo tanto na explicação da redução da variância entre os anos

(16,78%) quanto das microrregiões (43,94%). No modelo 4 (interceptos aleatórios), a inclusão das variáveis contextuais produziu  $deviance=34,22$  ( $p<0,001$ ), indicando também um melhor ajuste, ou seja, essas variáveis também contribuíram na explicação da redução da variância entre as microrregiões (74,83%).

Para o Modelo 5 (interceptos aleatórios e inclinações em função do tempo aleatórias), o teste da razão de verossimilhança ( $deviance=13,44$ ), indicou que a inclusão do componente de variância complexa no nível das microrregiões foi significativa ( $p<0,001$ ), sugerindo que a variabilidade nas taxas de mortalidade infantil entre as microrregiões depende do tempo, apresentando um decréscimo até 2001 e aumentando a partir desse ano. De acordo com esse modelo, o coeficiente de mortalidade infantil estimado nas microrregiões foi 18,95‰ ( $p<0,001$ ), com variância  $\sigma_{u0}^2=5,68$ , e o coeficiente de inclinação estimado associado ao tempo (anos) foi -0,90, com variância  $\sigma_{u1}^2=0,11$ . A covariância estimada foi  $\sigma_{u0u1} = -0,67$ , produzindo uma correlação de -0,85, indicando que as microrregiões com menor CMI em 1994 apresentaram maiores reduções nas taxas de mortalidade infantil ao longo dos anos. Em relação ao nível 1, verificou-se que a variação entre os valores do CMI foi constante ao longo dos 11 anos.

Considerando o efeito das variáveis contextuais, observou-se que o acréscimo de 10% na cobertura do PSF esteve associado à redução de 1‰ na mortalidade infantil, controlado para as outras variáveis, e que o acréscimo em 10% na taxa de pobreza esteve associado com o aumento de 2,1‰ óbitos infantis. A taxa de leitos hospitalares por mil habitantes se mostrou positivamente associada com o desfecho, sendo que o acréscimo de 1% nessa taxa esteve associado com um aumento em 1,91‰ os óbitos infantis, enquanto que o aumento de 10% na taxa de hospitais por 100 mil habitantes associou-se à redução de 3,6‰ na mortalidade infantil.

As outras variáveis foram testadas como efeitos aleatórios. Entretanto, esses efeitos não foram significativos, permanecendo no modelo

apenas como efeitos fixos. Também foram consideradas as possíveis interações entre as variáveis, mas nenhuma foi estatisticamente significativa.

A análise dos resíduos e valores preditos indicou que as pressuposições de normalidade e linearidade foram atendidas, assim como não foram identificados *outliers* ou valores influentes. Também verificou-se que algumas microrregiões diferem significativamente da média global, sendo que Três Passos e Não-me-Toque apresentaram um intercepto estimado inferior ao valor médio das microrregiões, enquanto que a Campanha Meridional apresentou intercepto estimado superior ao intercepto médio. Em relação às inclinações, observou-se que a Campanha Meridional e Cachoeira do Sul apresentaram estimativas de inclinação inferiores à média, enquanto que Três Passos e Não-me-Toque apresentaram inclinações acima da média. Para todas as outras microrregiões, as estimativas não foram significativamente diferentes da média.

## Discussão

As taxas de mortalidade infantil no Brasil apresentaram uma redução de aproximadamente 70% nos últimos 60 anos, principalmente para o componente pós-neonatal, nas áreas urbanas e mais desenvolvidas.<sup>1,2,9,15,31</sup> apesar das desigualdades socioeconômicas persistentes ao longo do tempo.<sup>10</sup> Considerada um processo multifatorial,<sup>17</sup> a redução da mortalidade infantil no Brasil está associada a uma série de melhorias nas condições de vida e na atenção à saúde materna e infantil, relacionadas à segurança alimentar e nutricional, saneamento básico e vacinação.<sup>20,32</sup>

No Rio Grande do Sul, embora a proporção de baixo peso tenha aumentado nesse mesmo período,<sup>7</sup> a mortalidade infantil apresentou uma redução nesse indicador, concordando com estudos realizados em Belo Horizonte,<sup>16</sup> Rio de Janeiro<sup>15</sup> e Londrina.<sup>33</sup> Assim como ocorre em outros estados brasileiros,<sup>15,16,33,34</sup> as taxas de mortalidade pós-neonatal apresentaram maior redução, e com a queda desse componente ocorreu uma concentração dos óbitos no período neonatal, os quais, na maioria,

ocorreram nos primeiros seis dias de vida, evidenciando a relação entre os óbitos e a assistência às gestantes.

Um estudo sobre a evolução da mortalidade infantil que analisou os resultados de 80 inquéritos realizados entre 1980 e 2000, em 31 países, incluindo o Brasil, concluiu que o declínio tem sido mais rápido para a mortalidade neonatal tardia e a pós-neonatal. Além disso, essas reduções não foram distribuídas igualmente entre as regiões, sendo que países da América Latina e do Caribe, do Norte da África e Oriente Médio, do Sul e Sudeste Asiático e do Pacífico decresceram mais rapidamente, enquanto que no Sub-Sahara da África, a redução foi mais lenta, particularmente no período neonatal precoce.<sup>35</sup>

Nas últimas décadas, no Brasil, à medida que diminuiu a participação de doenças infecciosas e parasitárias, doenças respiratórias e desnutrição, também observada nesse estudo, o principal grupo de causas de óbito infantil passou a ser o das afecções perinatais, ou seja, problemas originados até a primeira semana de vida, como a prematuridade, a asfixia durante o parto e as infecções neonatais, seguidas das malformações congênitas.<sup>36</sup> No RS, as afecções originadas no período perinatal foram as principais causas da mortalidade infantil, seguidas das anomalias congênitas, que juntas representam cerca de 75% do total de óbitos ocorridos de 2000 a 2004. No período neonatal, essas duas causas foram responsáveis por 96% dos óbitos. Apesar de mais difíceis de serem evitadas, podem ser reduzidas por meio de ações que garantam adequado controle na gravidez e reforços nos cuidados com o parto<sup>36</sup>, assim como o diagnóstico e tratamento precoce de fatores maternos ou fetais que possam aumentar o risco de morte.

A proporção de óbitos infantis por causas não evitáveis tem se mantido constante, mas 20,3% dos óbitos infantis no RS poderiam ter sido evitados por adequado controle na gravidez e adequada assistência ao parto em 2004, o que corresponde a 470 vidas que poderiam ter sido salvas.

No RS, os resultados são promissores, apresentando as menores taxas do País. Entretanto, ainda são visíveis as diferenças regionais nesse

indicador, e a experiência internacional mostra que as taxas de mortalidade infantil variam significativamente, dependendo do nível em que se encontram e de fatores sociais, econômicos e demográficos complexos.<sup>37</sup>

Muitos estudos relatam que os indivíduos envolvidos nos processos em saúde sofrem influências de diferentes níveis. Entretanto, essa hierarquia nem sempre é considerada, o que pode produzir estimativas viesadas quando técnicas de regressão clássicas são utilizadas.<sup>21</sup> Portanto, neste estudo, utilizou-se modelos de medidas repetidas e multiníveis para avaliar o efeito dos níveis e dos determinantes da mortalidade infantil no RS, nos quais foram testadas inúmeras variáveis. Os resultados das análises de medidas repetidas e multiníveis não apresentaram diferenças relevantes, mas considerar as diferentes estruturas de covariância foi importante, pois melhorou as estimativas dos parâmetros envolvidos.<sup>21</sup>

A análise multinível permite computar a magnitude da contribuição de cada nível na explicação do desfecho.<sup>21,22</sup> Neste estudo, praticamente a metade da variabilidade nas taxas de mortalidade infantil foi devido à variação no nível contextual, ou seja, é considerável o efeito das microrregiões. Além disso, a inclusão do termo de variância complexa indicou que existe desigualdade na variação das taxas entre as microrregiões ao longo desses anos, aumentando a partir de 2001. Assim, pode-se dizer que a variabilidade nos coeficientes de mortalidade infantil entre as microrregiões modificou em função do tempo, mas que para cada microrregião as variações se mantiveram constantes ao longo do tempo. Um estudo multinível sobre a mortalidade em crianças menores de 5 anos, realizado no Rio Grande do Norte, com base nos dados do Censo 2000, encontrou um efeito de 62% das microrregiões e 38% dos municípios, e os principais fatores socioeconômicos foram: saneamento básico adequado (acesso a banheiro e água encanada), educação (taxa de alfabetização) e razão de dependência superior a 75%.<sup>38</sup> O maior efeito das microrregiões observado nesse estudo pode ser atribuído à superioridade da heterogeneidade existente entre as regiões do norte em relação às do sul do País.

A inclusão de variáveis individuais e contextuais, segundo uma abordagem multinível, permitiu elucidar alguns aspectos da mortalidade infantil, sendo que os determinantes significativos foram: tempo, proporção de baixo peso ao nascer, proporção de partos cesáreos, cobertura de PSF, taxa de pobreza e taxa de leitos hospitalares e hospitais na população.

Esta análise sugere que um acréscimo na cobertura do PSF, controlado para as outras variáveis, reduziu a taxa de mortalidade infantil. Esse resultado era esperado uma vez que, ao aproximar os serviços de saúde à realidade local, o programa busca desenvolver ações programáticas com base nos problemas de um determinado território, e tais ações têm contribuído, de forma decisiva, na redução da mortalidade infantil. Um estudo longitudinal (1990-2002), não-multinível, desenvolvido pelo Ministério da Saúde para todos os estados brasileiros, mostrou que o PSF teve impacto significativo na queda da mortalidade infantil, sendo que, para cada aumento de 10% da cobertura do PSF, a mortalidade infantil diminuiu 4,5%.<sup>39</sup> Provavelmente essa redução foi menor no RS, devido às baixas taxas já existentes e à menor variabilidade entre as microrregiões do estado, além do desenvolvimento e maior acesso aos serviços de atenção básica.

A redução na taxa de pobreza esteve associada com um decréscimo dos óbitos infantis. Um estudo de dados de painel sobre a mortalidade infantil no Brasil e no Sudeste também encontrou efeito significativo dessa variável indicativa de pobreza monetária, mas a média de anos de estudo apresentou um efeito bem superior.<sup>37</sup>

A taxa de leitos hospitalares se mostrou positivamente associada com o desfecho. Esse resultado parece contraditório, mas, em termos de saúde, sabe-se que populações mais saudáveis necessitam menos leitos hospitalares. Porém, o acréscimo na taxa de hospitais esteve negativamente associado com a mortalidade infantil. Não foi encontrado na literatura nenhum estudo de regressão multinível que tenha considerado essas variáveis contextuais, dificultando o confronto dos resultados obtidos.

Entre as limitações deste estudo, destaca-se a possível presença de viés de aferição pelo uso de dados secundários, o efeito do tamanho das

microrregiões, que apresentam grande variabilidade interna e a ausência no modelo de algum potencial determinante da mortalidade infantil, como taxas de consumo de álcool e cigarros ou taxas de aleitamento materno. Entretanto, devido ao grande número de variáveis testadas e à correlação entre algumas delas, provavelmente o poder explicativo de variáveis não observadas seria reduzido. Apesar das limitações, a modelagem multinível foi capaz de capturar efeitos significativos, caracterizados nos respectivos níveis.

Embora o RS tenha atingido as melhores taxas de mortalidade infantil do País, ainda existem microrregiões que necessitam de maior atenção das ações governamentais, como Cachoeira do Sul e a Campanha Meridional, que apresentaram uma redução abaixo da média no período analisado.

Algumas intervenções abrangentes, simples e relativamente de baixo custo deveriam ser prioritárias, pois são capazes de atuar na promoção da saúde em grupos populacionais socialmente vulneráveis e na prevenção primária e secundária de doenças mais prevalentes. Destacam-se os programas de orientação sexual para adolescentes e de pré-natal qualificado, programas de acesso e humanização da atenção ao parto, programas de identificação de risco infantil e tratamento precoce de doenças (Programa de Atenção Integrada às Doenças Prevalentes na Infância - MS), implantação adequada do Programa Nacional de Imunização e a ampliação da cobertura do PSF.

A análise da evolução das taxas de mortalidade infantil, sob um enfoque multinível, é pioneira no RS. Além de mostrar a importância dessa metodologia para identificar a contribuição de cada nível da hierarquia dos dados, este estudo mostrou resultados importantes relacionados aos fatores associados com a mortalidade infantil, sugerindo a necessidade de ações públicas eficientes direcionadas aos grupos vulneráveis.

## Colaboradores

R.R. Zanini e A.B. Moraes contribuíram com o delineamento, coleta dos dados, análise estatística, interpretação e 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 AA. Situação da saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980-1992: tendências temporais e distribuição espacial. *Rev Saude Publica* 1994; 28(6):423-432.
2. Ribeiro VS, Silva AAM. Tendências da mortalidade neonatal em São Luís, Maranhão, Brasil, 1979 a 1996. *Cad Saude Publica* 2000; 16:429-438.
3. Caldeira AP, Franca E, Perpetuo IH, Goulart EM. Trends in avoidable causes of infant mortality in Belo Horizonte, Brazil, 1984 to 1998. *Rev Saude Publica* 2005; 39(1):67-74.
4. UNICEF - The United Nations Children's Fund. Child mortality statistics. <http://www.childinfo.org/cmr/ revis/db2.htm> (acessado em 22/Nov/2006).
5. IBGE - Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: Tábuas Completas de Mortalidade – 2004. [http://www.ibge.gov.br/english/presidencia/noticias/noticia\\_visualiza.php?id\\_noticia=494&id\\_pagina=1](http://www.ibge.gov.br/english/presidencia/noticias/noticia_visualiza.php?id_noticia=494&id_pagina=1) (acessado em 15/Dez/2005).
6. CIA The World Factbook: Guide to Rank Order Pages - Infant mortality rate. <https://www.cia.gov/cia/publications/factbook/rankorder/2091rank.html> (acessado em 20/Set/2006).
7. SES/RS - Secretaria Estadual da Saúde – RS: Relatório de Situação. [http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/relatorio\\_snvs\\_rs\\_2ed.pdf](http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/relatorio_snvs_rs_2ed.pdf) (acessado em 10/Nov/2006).
8. Mosley WH, Chen L. An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries 1984; *Pop Develop Rev* 10(Suppl):25-45.
9. Paim JS, Costa MCN. Decréscimo e desigualdade da mortalidade infantil, Salvador, 1980-1988. *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana* 1993; 114:415-428.
10. Simões CCS, Monteiro CA. Tendência secular e diferenciais regionais da mortalidade infantil no Brasil. In: Monteiro CA (Org). *Velhos e novos males da saúde no Brasil. A evolução do país e de suas doenças.* p.153-156. São Paulo: Editora Hucitec; 1995.

11. Lansky S, França E, Leal MC. Mortalidade perinatal e evitabilidade: revisão da literatura. *Rev Saude Publica* 2002; 36:759-772.
12. Ortiz LP. A mortalidade neonatal no Estado de São Paulo: níveis e tendências segundo a duração da gestação. XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais (ABEP); 2006 Set 18-22; MG: Caxambu; 2006.
13. Lopes AD. Reducing child mortality. *Bull World Health Organ* 2000; 78(10):1173-1173.
14. Hill K. Frameworks for studying the determinants of child survival. *Bull World Health Organ* 2003; 81(2):138-139.
15. Leal MC, Szwarcwald CL. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil (1979-1993): Análise por grupo etário segundo região de residência. *Rev Saude Publica* 1996b; 30:403-412.
16. Caldeira AP, Franca E, Perpetuo IH, Goulart EM. Trends in avoidable causes of infant mortality in Belo Horizonte, Brazil, 1984 to 1998. *Rev Saude Publica* 2005; 39(1):67-74.
17. Rutstein SO. Factors associated with trends in infant and child mortality in developing countries during the 1990s. *Bull World Health Organ* 2000; 78(10):1256-1270.
18. Das Gupta M. Death clustering, mothers' education and determinants of child mortality in rural Punjab, India. *Population Studies* 1990; 44:489-505.
19. Guo G, Rodrigues G. Estimating a multivariate proportional hazards model for clustered data using the EM algorithm with an application to child survival in Guatemala. *Journal of the American Statistical Association* 1992; 87:969-976.
20. Sastry N. A nested frailty model for survival data, with an application to the study of child survival in northeast Brazil. *Journal of the American Statistical Association* 1997; 92(438):426-435.
21. Goldstein H. *Multilevel statistical models*. 3<sup>a</sup> ed. London: Edward Arnold; 2003.
22. Leyland AH, Groenewegen PP. Multilevel modelling and public health policy. *Scand J Public Health* 2003; 31(4):267-274.
23. Wright D, Bobashev GV, Novak SP. Decomposing the total variation in a nested random effects model of neighborhood, household, and individual components when the dependent variable is dichotomous: implications for adolescent marijuana use. *Drug Alcohol Depend* 2005; 78(2):195-204.
24. Matteson DW, Burr JA, Marshall JR. Infant mortality: a multi-level analysis of individual and community risk factors. *Soc Sci Med* 1998; 47(11):1841-1854.
25. Akaike H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* 1974; 19(6):716-723.

26. Schwarz G. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics* 1978; 6(2):461-464.
27. Snijders T, Bosker R. *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. London: Sage; 1999.
28. MLwiN, version 2.02. [computer program]. Multilevel Models Project, c. 2000. London: Institute of Education, University of London.
29. SAS Institute, Inc. *SAS statistical software, release 9.1*. Cary, NC: SAS Institute, Inc, 2002-2003.
30. Barros AJD. Modelos multinível: primeiros passos. <http://www.pjeventos.com.br/epi2002/Index2.htm>. (acessado em 07/Maio/2002).
31. Bercini LO. Mortalidade neonatal de residentes em localidade urbana da região sul do Brasil. *Rev Saude Publica* 1994; 28:38-45.
32. UNICEF - Fundo das Nações Unidas para Infância: Infância ainda vulnerável. <http://www.unicef.org/brazil/sib2001/cap2.htm> (acessado em 10/11/2006).
33. Ferrari LSL, Brito ASJ, Carvalho ABR, Gonzáles MRC. Mortalidade neonatal no Município de Londrina, Paraná, Brasil, nos anos de 1994, 1999 e 2002. *Cad Saude Publica* 2006; 22(5):1063-1071.
34. Holcman MM, Latorre MRDO, Santos JLF. Evolução da mortalidade infantil na região metropolitana de São Paulo, 1980-2000. *Rev Saude Publica* 2004; 38(2):180-186.
35. Hill K, Choi Y. Neonatal mortality in the developing world. *Demographic Research* 2006; 18:429-452.
36. UNICEF - Fundo das Nações Unidas para Infância: Situação da Infância Brasileira 2006. <http://www.unicef.org/brazil/sib06h.htm> (acessado em 05/Dez/2006).
37. Gomes FAR, Araújo Júnior, AF, Salvato MA. Mortalidade infantil no Brasil e Sudeste: determinantes e perspectivas para o futuro. XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais; MG: Caxambu; 2006.
38. Ramos PCF, Formiga MCC, Costa CCL, Ponce de Leon AC. Diferenciais regionais da mortalidade da população infantil no estado do Rio Grande do Norte evidenciados pela utilização de modelos multiníveis. XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais; MG: Caxambu; 2006.
39. Macinko J, Guanais FC, Souza MFM. An Evaluation of the Impact of the Family Health Program on Infant Mortality in Brazil, 1990-2002. *J Epidemiol Community Health* 2006; 60:13-19.

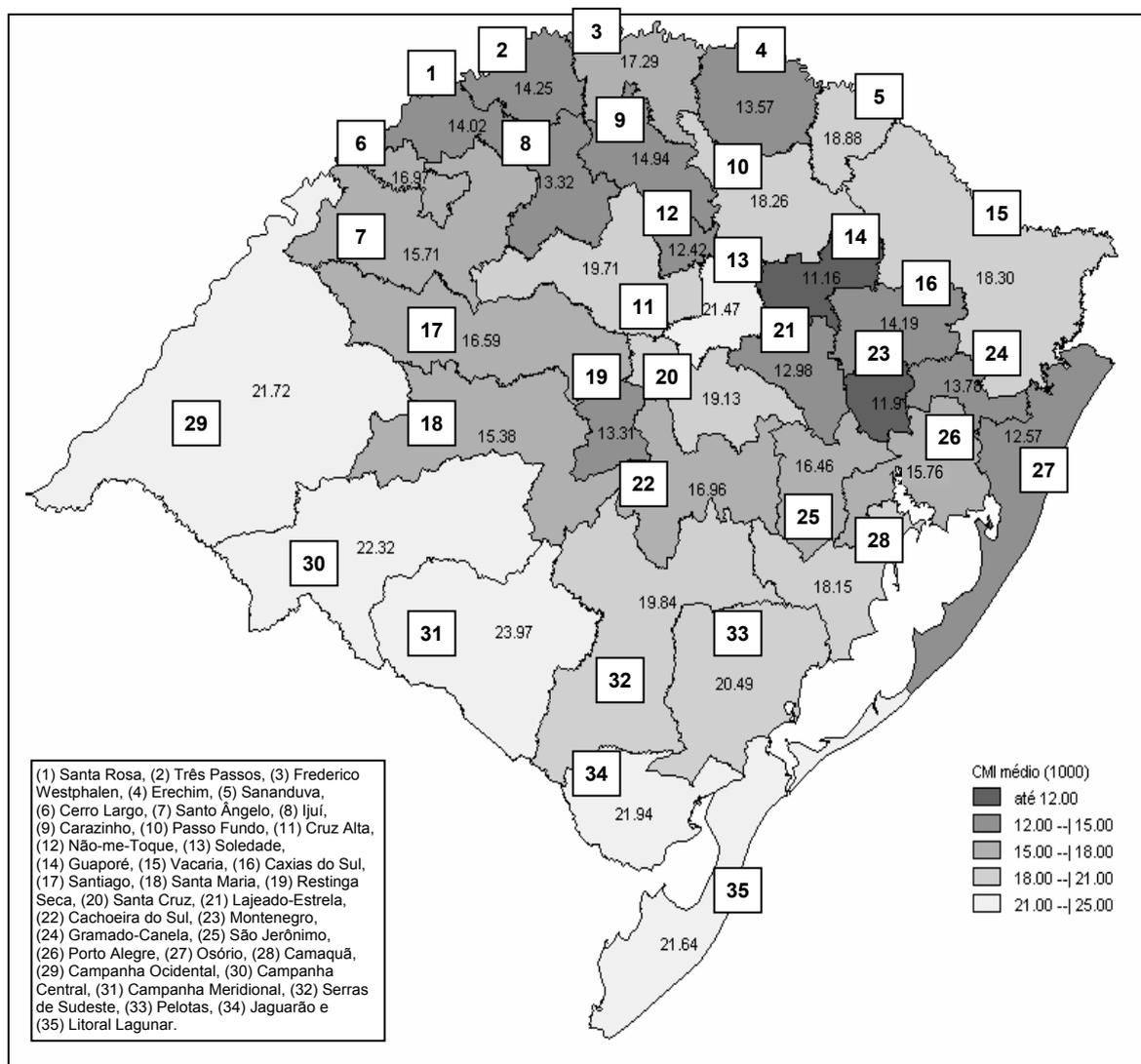


FIGURA 1 – Coeficiente de mortalidade infantil (CMI) médio por microrregião do Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004

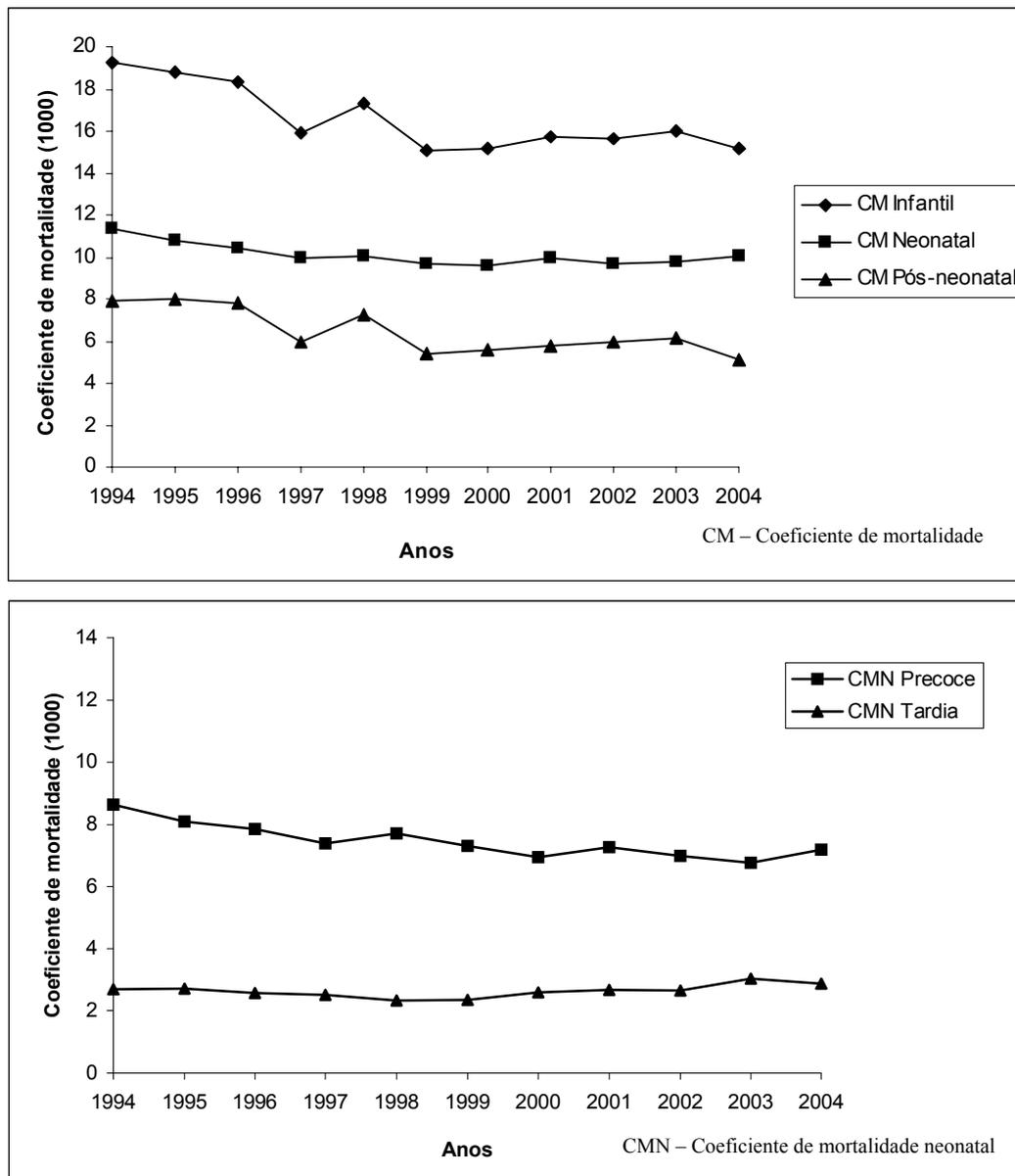


FIGURA 2 – Evolução da mortalidade infantil e seus componentes neonatal e pós-neonatal no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004

TABELA 1 – Indicadores da mortalidade infantil e seus componentes no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004

Indicadores	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<b>Nascidos vivos</b>	188666	188351	182140	180760	177538	184797	176719	160590	155261	149165	153015
	<b>Varição anual (IC 95%) = -2,5% (-1,72 a -3,28); p&lt;0,001</b>										
<b>Mortalidade</b>											
<b>Infantil</b>	3631	3543	3330	2874	3071	2790	2676	2530	2429	2382	2320
Percentual	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Coeficiente (1000)	19,25	18,81	18,28	15,90	17,30	15,10	15,14	15,75	15,64	15,97	15,16
	<b>Varição anual (IC 95%) = -2,2% (-1,22 a -3,18); p=0,002</b>										
<b>Neonatal</b>	2138	2037	1899	1793	1784	1787	1686	1598	1497	1461	1541
Percentual	58,86	57,47	57,05	62,39	58,09	64,04	63,01	63,17	61,64	61,30	66,42
Coeficiente (1000)	11,33	10,81	10,43	9,92	10,05	9,67	9,54	9,95	9,64	9,79	10,07
	<b>Varição anual (IC 95%) = -1,2% (-0,42 a -1,98); p=0,011</b>										
<b>Neonatal precoce</b>	1629	1525	1430	1338	1386	1350	1227	1167	1083	1009	1102
Percentual	44,83	43,06	42,99	46,54	44,57	48,41	45,84	46,16	44,63	42,33	47,49
Coeficiente (1000)	8,63	8,10	7,86	7,40	7,71	7,31	6,94	7,27	6,98	6,76	7,20
	<b>Varição anual (IC 95%) = -1,90 (-1,12 a -2,68); p&lt;0,001</b>										
<b>Neonatal tardia</b>	509	512	469	455	416	437	459	431	414	452	439
Percentual	14,03	14,41	14,06	15,85	13,53	15,63	17,17	17,02	17,01	18,97	18,93
Coeficiente (1000)	2,70	2,71	2,57	2,52	2,34	2,36	2,60	2,68	2,66	3,03	2,87
	<b>Varição anual (IC 95%) = 1,00 (-0,37 a 2,37); p=0,186</b>										
<b>Pós-neonatal</b>	1493	1497	1431	1081	1287	1003	990	932	932	921	779
Percentual	41,14	42,53	42,99	37,61	41,91	35,96	36,99	36,83	38,36	38,70	33,58
Coeficiente (1000)	7,92	8,00	7,86	5,98	7,25	5,43	5,60	5,80	6,00	6,18	5,09
	<b>Varição anual (IC 95%) = -4,0% (-2,04 a 5,96); p=0,003</b>										

Fonte: Sistema de Informações de Mortalidade – SIM; Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – SINASC  
 Taxa percentual de variação anual ajustada por regressão exponencial  
 IC 95%: Intervalo de Confiança de 95%.

TABELA 2 – Percentual de óbitos infantis e seus componentes, por principais grupos de causas no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004

Classificação das causas de óbitos	Mortalidade (%)					
	Infantil		Neonatal		Pós-neonatal	
	1994-1999	2000-2004	1994-1999	2000-2004	1994-1999	2000-2004
Infeciosas e parasitárias (A00-B99)	1413 (7,35)	599 (4,86)	84 (0,73)	37 (0,48)	1329 (17,06)	562 (12,34)
Neoplasias (C00-D48)	48 (0,25)	32 (0,26)	9 (0,08)	9 (0,12)	39 (0,50)	23 (0,51)
Endócrinas, nutricionais e metabólicas (E00-E90)	464 (2,41)	212 (1,72)	19 (0,17)	8 (0,10)	445 (5,71)	204 (4,48)
Sistema nervoso (G00-G99)	304 (1,58)	164 (1,33)	32 (0,28)	9 (0,12)	272 (3,49)	155 (3,40)
Aparelho circulatório (I00-I99)	119 (0,62)	59 (0,48)	4 (0,03)	1 (0,01)	115 (1,48)	58 (1,27)
Aparelho respiratório (J00-J99)	2427 (12,62)	925 (7,50)	188 (1,64)	54 (0,69)	2239 (28,73)	871 (19,13)
Algumas afecções originadas no período perinatal (P00-P96)	9703 (50,46)	6674 (54,10)	9092 (79,49)	5976 (76,78)	611 (7,84)	698 (15,33)
Malformações congênitas, anomalias, deformidades (Q00-Q99)	3051 (15,86)	2499 (20,26)	1833 (16,03)	1527 (19,62)	1218 (15,63)	972 (21,34)
Sintomas, sinais, achados anormais de exames clínicos e laboratoriais (R00-R99)	796 (4,14)	488 (3,96)	74 (0,65)	61 (0,78)	722 (9,27)	427 (9,38)
Causas externas de morbidade e mortalidade (V01-Y98)	704 (3,66)	556 (4,51)	101 (0,88)	101 (1,30)	603 (7,74)	455 (9,99)
Outras	201 (1,05)	129 (1,05)	2 (0,02)	-	199 (2,55)	129 (2,83)
Total	19230	12337	11438	7783	7792	4554

Fonte: Sistema de Informações de Mortalidade – SIM.

TABELA 3 – Distribuição dos óbitos infantis por causas evitáveis, não-evitáveis, mal definidas e não classificadas no Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004

Classificação das causas de óbitos	Mortalidade infantil (%)										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<b>Evitáveis</b>											
Redutíveis por imunoprevenção	18 (0,46)	12 (0,33)	14 (0,42)	8 (0,28)	9 (0,29)	6 (0,22)	2 (0,07)	4 (0,16)	3 (0,12)	5 (0,21)	4 (0,17)
Redutíveis por adequado controle na gravidez	382 (9,87)	383 (10,43)	273 (8,20)	270 (9,39)	229 (7,46)	240 (8,60)	185 (6,91)	209 (8,26)	215 (8,85)	237 (9,95)	271 (11,68)
Redutíveis por adequada atenção ao parto	207 (5,35)	203 (5,53)	273 (8,20)	210 (7,31)	214 (6,97)	176 (6,31)	164 (6,13)	166 (6,56)	176 (7,25)	146 (6,13)	200 (8,62)
Outras	2732 (70,58)	2572 (70,06)	2050 (61,56)	1680 (58,46)	1821 (59,30)	1660 (59,50)	1627 (60,80)	1470 (58,10)	1373 (56,53)	1339 (56,21)	1224 (52,76)
<b>Não evitáveis</b>	124 (3,20)	168 (4,58)	583 (17,51)	580 (20,18)	610 (19,86)	577 (20,68)	556 (20,78)	556 (21,98)	506 (20,83)	495 (20,78)	492 (21,21)
<b>Mal definidas</b>	211 (5,45)	165 (4,49)	137 (4,11)	126 (4,38)	188 (6,12)	131 (4,70)	142 (5,31)	124 (4,90)	156 (6,42)	160 (6,72)	129 (5,56)
<b>Não classificadas</b>	197 (5,09)	168 (4,58)	0 (0,00)	0 (0,00)	0 (0,00)	0 (0,00)	0 (0,00)	1 (0,04)	0 (0,00)	0 (0,00)	0 (0,00)
<b>Total</b>	3871	3671	3330	2874	3071	2790	2676	2530	2429	2382	2320

Fonte: Sistema de Informações de Mortalidade – SIM.

TABELA 4 – Mudanças no coeficiente de mortalidade infantil (CMI) associadas às mudanças nas variáveis preditoras, Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004

Variáveis	Estimativa (Erro padrão)*				
	Modelo clássico	Modelos multiníveis			
Efeitos fixos	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
<b>Nível 1</b>					
CMI médio (Intercepto)	18,92 (0,51)	16,84 (0,57)	18,81 (0,59)	18,92 (0,47)	18,95 (0,57)
Anos (centrado em 1994)	- 0,90 (0,20)		- 0,93 (0,19)	- 0,91 (0,19)	- 0,90 (0,19)
Termo quadrático para anos	0,07 (0,02)		0,07 (0,02)	0,07 (0,02)	0,07 (0,02)
Baixo peso (% população)	1,24 (0,20)		1,36 (0,21)	1,22 (0,20)	1,21 (0,19)
Parto cesáreo (% população)	- 0,13 (0,04)		- 0,23 (0,05)	- 0,14 (0,04)	- 0,12 (0,04)
<b>Nível 2</b>					
PSF (% pessoas cadastradas na população)	- 0,10 (0,03)			- 0,10 (0,03)	- 0,10 (0,03)
Pobreza (% da população com renda <i>per capita</i> inferior a ½ salário mínimo)	0,21 (0,04)			0,20 (0,04)	0,21 (0,04)
Leitos hospitalares (% por mil habitantes)	1,92 (0,49)			1,90 (0,44)	1,91 (0,43)
Hospitais (% por cem mil habitantes)	- 0,39 (0,17)			- 0,39 (0,15)	- 0,36 (0,15) p = 0,017
<b>Efeitos aleatórios</b>					
Variância do nível 1 ( $\sigma_{\epsilon_0}^2$ )	12,26 (0,93)	12,10 (0,91)	10,07 (0,76)	10,14 (0,77)	9,02 (0,72)
Variância dos interceptos ( $\sigma_{u_0}^2$ )	-	10,49 (2,77)	5,88 (1,63)	1,48 (0,58) p = 0,011	5,68 (2,05) p = 0,006
Covariância entre interceptos e inclinações ( $\sigma_{u_01}$ )	-	-	-	-	- 0,67 (0,28) p = 0,017
Variâncias das inclinações ( $\sigma_{u_1}^2$ )	-	-	-	-	0,11 (0,05) p = 0,020
-2loglikelihood (IGLS)	2039,20	2132,19	2052,05	2017,83	2003,60

\*As estimativas sem o valor da significância correspondem a  $p < 0,001$ ;

Modelo 2: não-condicional (vazio) de interceptos aleatórios;

Modelo 3: interceptos aleatórios, com variáveis de nível 1;

Modelo 4: interceptos aleatórios, com variáveis de nível 1 e 2;

Modelo 5: interceptos e inclinações (em função dos anos) aleatórios, com as variáveis de nível 1 e 2 (variância complexa).

## 6.2 Artigo 2

### **Determinantes da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul, Brasil, 2003: análise clássica e multinível**

Determinants of neonatal mortality at the Rio Grande do Sul, Brazil, 2003:  
a classical and multilevel analysis

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

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

Elsa Regina Justo Giugliani <sup>2</sup>

João Riboldi <sup>2,3</sup>

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

Correspondência:

Prof. Roselaine Ruviaro Zanini

Av. Roraima, 1000, prédio 13 - Departamento de Estatística, UFSM

CEP: 97105-900, Santa Maria, RS, Brasil

Telefone: +55 55 32208486 - Fax: +55 55 32208612

e-mail: rrganini@smail.ufsm.br

A ser enviado: Revista de Saúde Pública

## RESUMO

**CONTEXTO:** O pacto “Objetivos de Desenvolvimento do Milênio”, firmado para reduzir a mortalidade infantil, não será bem sucedido sem reduções substanciais nos óbitos neonatais. O Rio Grande do Sul (Brasil) apresenta tendência decrescente nas taxas de mortalidade neonatal, mantendo-se abaixo da média nacional.

**OBJETIVOS:** Utilizar os sistemas de informações para identificar os fatores individuais e contextuais associados à mortalidade neonatal por todas as causas no Rio Grande do Sul.

**MÉTODO:** Coorte histórica de 138596 nascidos vivos com declaração de nascimento registrada no período de 01/01/2003 a 03/12/2003 e 1439 óbitos neonatais originados desses nascimentos. Foram vinculados os registros do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e Mortalidade para o levantamento das informações sobre exposição no nível individual. Os fatores associados foram estimados e comparados por meio da análise de regressão logística clássica e multinível.

**RESULTADOS:** O coeficiente de mortalidade neonatal foi 8,19 por mil nascidos vivos. As variáveis que se mostraram associadas ao óbito neonatal no modelo clássico foram: baixo peso ao nascer, Apgar no 1º e 5º minuto inferiores a 8, presença de anomalia, parto cesáreo, prematuridade e perda fetal anterior. No modelo multinível, a perda fetal anterior não se manteve significativa, mas a inclusão da variável contextual (taxa de pobreza) indicou que 15% da variação da mortalidade neonatal podem ser explicados pela variabilidade nas taxas de pobreza em cada microrregião.

**CONCLUSÕES:** A vinculação das bases de dados possibilitou evidenciar a importância dos fatores de risco no nível individual, particularmente o peso ao nascer. Os resultados sugerem que os determinantes contextuais apresentaram um pequeno efeito na mortalidade neonatal.

**Descritores:** Sistema de Informação em Saúde, Mortalidade Neonatal, Modelos de Regressão Logística Multiníveis.

## ABSTRACT

**CONTEXT:** The “Millennium Development Goal”, aimed to reduce infant mortality will not be successful without substantial reductions in neonatal mortality. The State of Rio Grande do Sul (Brazil) presents decreasing trend in neonatal mortality rates, remaining below national average.

**OBJECTIVES:** To use the systems of information to identify individual and contextual risk factors associated to neonatal mortality for all the causes in Rio Grande do Sul.

**METHOD:** Historic cohort of 138596 live births with born-alive certificate recorded from 01/01/2003 to 12/03/2003 and 1439 neonatal deaths originated from these births. The Information System on Live Births and Mortality records for the survey of information on exposition in the individual level were linked. The associated factors were estimated and compared by classic and multilevel logistic regression models.

**RESULTS:** The neonatal mortality coefficient was 8.19 deaths per thousand live births. Low birthweight, Apgar scores at 1 and at 5 minutes lower 8, presence of congenital abnormality, caesarean section, pre-term birth and previous fetal loss were associated with neonatal death in the classic model. Previous losses did not remain significant in the multilevel model, but the inclusion of contextual variable (poverty rate) indicated that 15% of the neonatal mortality variation can be explained by the variability in poverty rates in each microregion.

**CONCLUSIONS:** The linkage identified important individual factors in neonatal mortality mainly the birth weight. Results suggest that contextual determinants had modest effect on neonatal mortality.

Key-works: Health System Information, Neonatal Mortality, Multilevel Logistic Regression Models.

## Introdução

A utilização adequada das estatísticas vitais é imprescindível no planejamento e avaliação das ações dos gestores em saúde, que visam à redução das taxas de mortalidade, e o Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) é considerado um dos mais eficientes sensores do desenvolvimento social e econômico da população.<sup>1,2</sup>

“Objetivos de Desenvolvimento do Milênio” é um pacto proposto pela Organização das Nações Unidas, firmado por 189 países com a finalidade de eliminar a fome e a pobreza extrema no mundo, além de reduzir em dois terços a mortalidade de crianças menores de 5 anos até 2015.

Entre as 130 milhões de crianças que nascem no mundo anualmente, cerca de 4 milhões morrem no período neonatal, ou seja, antes de completar 28 dias de vida. Entretanto, a proporção de óbitos nesse período varia, sistematicamente, de acordo com a taxa de mortalidade global,<sup>3</sup> sendo considerável a variação no risco diário de morte, quando a maioria ocorre na primeira semana de vida.<sup>4</sup>

A maior parte dos óbitos neonatais (99%) ocorre em regiões com renda baixa ou média.<sup>4,5</sup> Crianças que nascem em países mais pobres apresentam maior risco de morte, e, dentro desses países, a taxa de mortalidade neonatal é de 19 a 44% superior em famílias pobres.<sup>6</sup>

Muitos estudos investigam as características maternas e da própria criança como determinantes da mortalidade infantil e seus componentes, sendo que características socioeconômicas, procedimentos perinatais, condutas e doenças maternas, peso ao nascer, prematuridade, tipo de parto e malformações congênitas são alguns dos mais investigados.<sup>7,8</sup>

Entretanto, as diferenças regionais e sociais podem interferir na composição de grupos populacionais e no sucesso dos programas locais de promoção de saúde.<sup>9,10</sup> Vários estudos mostram que viver em áreas pobres produz efeitos negativos nos desfechos em saúde das crianças,<sup>11</sup> evidenciando a importância do contexto no qual elas se inserem.

Os modelos de análise clássicos desconsideram a hierarquia dos dados, pressupondo independência entre os indivíduos e homogeneidade da variância, ou seja, não levam em conta que observações originadas de uma mesma unidade podem ser mais similares do que aquelas originadas de diferentes unidades. Ignorar essa relação pode levar a superestimação dos efeitos do agrupamento, induzindo a conclusões imprecisas.<sup>10</sup>

Uma alternativa aos modelos clássicos é considerar a análise de regressão multinível, sendo o desfecho medido em nível individual, e as variáveis explicativas, em qualquer nível. Esses modelos permitem analisar o efeito dos níveis separadamente, fornecendo informação sobre a composição da variabilidade total<sup>12</sup> e suas vantagens são reconhecidas na literatura,<sup>7,10,12</sup> embora não exista um consenso em relação ao aspecto conceitual e operacional das variáveis contextuais utilizadas.

Assim, para ampliar a compreensão sobre os fatores associados ao óbito neonatal, este estudo tem o propósito de desenvolver e testar um modelo de regressão logística multinível para a mortalidade neonatal por todas as causas, incluindo características individuais das crianças e suas mães, juntamente com características das microrregiões do Rio Grande do Sul (RS).

## **Método**

Estudo de coorte histórico estático, realizado com a população de 138.596 nascidos vivos de mulheres residentes no RS e com Declaração de Nascimento (DN) preenchida no período de 01/01/2003 a 03/12/2003. A identificação dos óbitos foi realizada vinculando-se as variáveis comuns às bases de nascimentos e óbitos (*linkage*). Essa técnica possibilita a recuperação de várias informações sobre características de nascidos vivos que originaram os óbitos analisados,<sup>8,13-16</sup> permitindo que as probabilidades de morte possam ser calculadas em função da presença ou ausência de alguns determinantes presentes nas DNs.

Foi considerado sobrevivente todo o nascido vivo cuja DN não foi vinculada com a respectiva Declaração de Óbito (DO), pressupondo que não houve migração nem perda de observação no período considerado. Os campos comuns a ambos os documentos usados para a vinculação dos bancos de dados foram: código do município de residência da mãe, data de nascimento, sexo, peso ao nascer, idade da mãe, tipo de parto e de gravidez, pois não existe um código único que permita a vinculação direta das duas declarações. Não foi possível vincular 122 declarações devido à falta de informações nos campos da DO, as quais foram excluídas da análise.

A variável dependente do estudo é a ocorrência ou não de óbito em crianças com menos de 28 dias de vida.

#### *Determinantes individuais e contextuais*

As informações sobre exposição no nível individual foram obtidas das DNs e DOs registradas no Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e sobre Mortalidade (SIM), respectivamente, divulgados pelo DATASUS.

Foram observadas algumas inconsistências no preenchimento, como por exemplo, o registro de nascidos vivos com gestação inferior a 22 semanas, embora a literatura especializada questione a viabilidade de uma criança nascer viva com esse tempo de gestação.

Como parâmetro para detectar os erros nos registros de dados, utilizou-se as curvas de crescimento intra-uterino de Lubchenco<sup>17</sup> adaptadas por Souza (2004),<sup>18</sup> que fornecem uma distribuição esperada de peso, segundo duração da gestação. Foi considerado erro de registro: duração da gestação inferior a 22 semanas, peso inferior a 500 g, duração da gestação até 27 semanas e peso superior a 1500 g, duração da gestação até 31 semanas e peso superior a 2500 g, além de duração da gestação superior a 37 semanas e peso inferior a 1500 g.

Não foram excluídos, porque não puderam ser confirmados como erros, os “prováveis erros”, correspondentes às crianças que nasceram

pequenas ou grandes para a idade gestacional: duração da gestação entre 32 a 36 semanas e peso de 500 g a 1500 g, duração da gestação entre 32 a 36 semanas e peso superior a 3000 g e duração da gestação superior a 37 semanas e peso entre 1500 g e 2499 g.

Segundo esses critérios, foram excluídos 175 registros, além de 14 crianças cuja idade da mãe era incompatível com a paridade (mãe com 18 anos e 16 filhos, por exemplo). Comparando-se outras variáveis, como a idade da mãe e a escolaridade, não foram observadas inconsistências.

Os determinantes proximais considerados foram: Apgar no 1º e 5º minuto (0 a 6, 7 ou 8, 9 ou 10); peso ao nascer, em gramas (agrupado de várias formas, permanecendo a classificação: 500 a 1499, 1500 a 2499, 2500 a 2999, 3000 a 3999, 4000 ou mais); idade gestacional, em semanas (menos de 37, 37 ou mais); número de consultas pré-natais (nenhuma, 1 a 6, 7 ou mais); sexo (feminino, masculino); tipo de gravidez (única, múltipla); perda fetal anterior (não, sim); tipo de parto (vaginal, cesáreo); anomalia congênita (não, sim); local de ocorrência do nascimento (hospital, outro) e ser ou não pequeno para idade gestacional (PIG simplificado).

As variáveis intermediárias foram: paridade (2 ou menos, mais de 2); idade materna, em anos (menos de 20, 20 a 34, 35 ou mais) e as distais: raça/cor (branca, outra); escolaridade materna, em anos (0 a 3, 4 a 11, 12 anos ou mais), estado civil (casado, outro) e ocupação da mãe (atividades do lar, atividades fora de casa).

O fato de a DN trazer informação sobre a duração da gestação em intervalos predeterminados não possibilita a classificação dos nascidos vivos quanto à adequação do peso em relação à idade gestacional (pequenos, adequados ou grandes). Entretanto, devido à importância dessa variável, considerou-se uma definição simplificada de PIG,<sup>19,20</sup> que considera os nascidos vivos com peso inferior a 2500 g e idade gestacional superior a 37 semanas. Deve-se ressaltar que essa classificação pode subestimar o verdadeiro número de nascidos vivos com restrição no crescimento intra-uterino.

A escolha das variáveis contextuais é uma etapa importante no processo da modelagem. Entretanto, se as razões teóricas não são consistentes, pode-se usar um procedimento exploratório para selecionar um modelo. O mais recomendado é iniciar com o modelo mais simples possível, incluindo as outras variáveis progressivamente.<sup>21</sup>

As variáveis preditoras foram consideradas porque refletem o contexto socioeconômico e demográfico das 35 microrregiões existentes no RS e que, de acordo com o referencial teórico pesquisado, são importantes determinantes da mortalidade infantil e seus componentes.<sup>1,7,8</sup>

Foram avaliadas várias características contextuais: urbanização (proporção da população residente em áreas urbanas), expectativa de vida ao nascer (número médio de anos que as pessoas viveriam a partir do nascimento), fecundidade (número médio de crianças por mulher em período reprodutivo).

Os indicadores socioeconômicos selecionados foram: analfabetismo (percentual de pessoas com 15 anos ou mais de idade incapazes de ler ou escrever um bilhete simples), média de estudo (anos), pobreza (percentual da população com renda domiciliar *per capita* inferior a meio salário mínimo), internação por agressões, homicídios, participação (percentual da população economicamente ativa entre a população em idade produtiva), além de Produto Interno Bruto (PIB *per capita*), densidade nos domicílios (percentual de pessoas que vivem em domicílios com densidade superior a 2, dado pela razão entre o número de moradores e de cômodos, excluídos o(s) banheiro(s) e mais um destinado à cozinha). Também foram considerados indicadores de cobertura: imunização no primeiro ano de vida (BCG, sarampo), Programa de Saúde da Família (percentual de pessoas cadastradas), água (proporção de domicílios particulares permanentes com abastecimento por rede geral), saneamento (percentagem de domicílios com instalações sanitárias ligadas à rede geral), proporção de partos cesáreos, consultas pré-natais (proporção de gestantes com 7 ou mais), saúde suplementar (percentual de beneficiários que utilizam planos privados de assistência à saúde para realizar consultas, exames ou internações). Os

indicadores de recursos foram proporção de médicos (incluindo médicos residentes) e de leitos hospitalares por mil habitantes, além do valor despendido com atenção básica por habitante.

As variáveis foram obtidas nas bases de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); DATASUS: Programa Nacional de Imunização (PNI), Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB), Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS); Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); Fundação de Economia e Estatística (FEE); Sistema Nacional de Indicadores Urbanos (SNIU) e Atlas Socioeconômico do Rio Grande do Sul, em dois instantes (censo 2000 e 2003), em função da disponibilidade das mesmas.

Todas as variáveis contextuais foram avaliadas na escala contínua (centradas na média), em quintis, quartis ou dicotomizadas.

### *Estratégia analítica*

A melhor escala das variáveis para inclusão no modelo de regressão logística foi escolhida com base na razão de máxima verossimilhança, calculando-se a *deviance*, sendo consideradas aquelas que, com o menor grau de liberdade, mantiveram a significância estatística, sem desviar-se da linearidade.

As análises univariável e múltipla foram utilizadas para testar a associação dos vários fatores preditores com a mortalidade neonatal, sendo que as medidas de associação empregadas foram razões de chances (OR) brutas e ajustadas, assumindo-se intervalos de 95% de confiança (IC).

A regressão logística múltipla não-condicional foi utilizada como procedimento para o ajustamento de efeitos de confundimento, sendo aplicados o teste de Wald e da razão de verossimilhança para verificar a significância dos modelos.

Foi realizada uma adaptação do modelo teórico, proposto por Mosley e Chen (1984),<sup>22</sup> para verificar os determinantes da mortalidade infantil em países em desenvolvimento, considerando variáveis biológicas e sociais, separadas em *proximais* (estado de saúde da criança), *intermediárias*

(fatores maternos) e *distais* (variáveis socioeconômicas e de serviço de saúde das microrregiões). Também foi utilizado um procedimento de inclusão de variáveis passo a passo, sendo testadas no modelo aquelas que apresentaram  $p < 0,25$  na análise univariável.<sup>23</sup>

Foram incluídos todos os nascidos vivos, mesmo aqueles sem informações para algumas variáveis.

Para a seleção das variáveis contextuais, além do referencial teórico, realizou-se uma análise de correlação para avaliar a multicolinearidade.

Optou-se por realizar uma análise geral com todos os nascidos vivos, seguida de uma análise separada por tempo de gestação: pré-termo e a termo. Para esses dois últimos, considerou-se o peso dicotomizado (menos de 2500, 2500 ou mais), devido a caselas vazias que aparecem quando se considera as cinco categorias usadas no modelo geral.

Para a análise de regressão logística multinível foi considerada a hierarquia intrínseca aos dados: microrregiões (agrupamento de municípios limítrofes com a finalidade de integrar a organização, o planejamento e a execução de funções públicas de interesse comum) como nível 2, e nascidos vivos como nível 1, para a qual foi ajustado um modelo de interceptos aleatórios, com a pressuposição de que os coeficientes de regressão são os mesmos para todas as microrregiões, mas os interceptos podem variar.

Ao final de cada etapa, verificou-se a significância estatística das estimativas dos parâmetros e a variação devido a cada nível. Para cada modelo ajustado procedeu-se o cálculo do critério de informação: *Bayesian Deviance Information Criterion* (DIC).<sup>24</sup>

Os parâmetros foram estimados usando RIGLS (*Restricted/Reweighted Iterative Generalized Least Squares*) e MCMC (*Markov Chain Monte Carlo*), com valores iniciais obtidos por RIGLS.<sup>25</sup> Apenas os resultados da estimação por RIGLS foram apresentados, devido à semelhança dos resultados obtidos pelos métodos.

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

### *Os modelos multiníveis*

Os modelos multiníveis foram desenvolvidos para aprimorar a análise de dados com estrutura hierárquica, sendo pertinentes quando as observações são consideradas numa dimensão espacial, não-espacial e/ou temporal, tanto para desfechos contínuos como discretos.<sup>25</sup>

Um modelo de regressão logística multinível para desfecho binário ( $y_{ij}$ ), agrupado em dois níveis, pode ser descrito por:

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

onde  $f_{ij}$  corresponde à parte fixa do modelo,  $u_j$  é a parte aleatória do nível superior e  $e_{ij}$  é a parte aleatória do nível individual.

Pressupõe-se que os valores de  $u_j$  sejam normalmente distribuídos, ou seja,  $N \sim (0, \sigma_{u_0}^2)$ , e que os valores de  $e_{ij}$  sejam binomialmente distribuídos.<sup>10,25</sup>

A parte fixa do modelo corresponde a uma função linear das variáveis explanatórias dos níveis, enquanto que a parte aleatória representa duas componentes de variância: entre as microrregiões (nível 2) e entre as crianças dentro dessas áreas (nível 1).

No caso de uma única variável explanatória ( $x_{ij}$ ), definindo a probabilidade da resposta de interesse igual a 1 como sendo  $p_{ij} = P(y_{ij} = 1)$ , a qual é modelada usando a função de ligação logit, o modelo também pode ser escrito como:

$$\log[p_{ij} / (1 - p_{ij})] = \beta_{0j} + \beta_1 x_{ij} \quad (\text{modelo de nível 1}) \quad (2)$$

$$e \quad \beta_{0j} = \beta_0 + u_j \quad (\text{modelo de nível 2}) \quad (3)$$

A inclusão de informações ao nível das microrregiões possibilita tentar explicar as diferenças existentes entre elas.

Vários métodos para estimação são propostos, assim como métodos de aproximação. Os mais freqüentes e que foram utilizados neste estudo são baseados na expansão de 1ª ou 2ª ordem da série de Taylor da função de ligação para linearização.<sup>10,25</sup>

A transformação para um modelo linear requer o uso de uma aproximação, que pode ser o procedimento MQL (*Marginal Quasi-Likelihood*), o qual ocorre quando a expansão é realizada em torno da parte fixa estimada ou PQL (*Penalized Quasi-Likelihood*), quando a expansão é realizada em torno da parte fixa mais a aleatória.<sup>10</sup>

### *Questões éticas*

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

### **Resultados**

Considerando-se conjuntamente o peso ao nascer e a idade gestacional, 94,65% dos registros foram considerados corretos, 5,23% como prováveis erros e 0,12% como registros incorretos.

Após a exclusão dos registros incorretos ou que não tiveram as DN e as DOs vinculadas, verificou-se que a incidência de nascidos vivos com baixo peso (menos de 2500 g) e muito baixo peso (menos de 1500 g) foi 9,38% e 1,29% respectivamente. O peso médio, em gramas, dos nascidos vivos foi 3152,51 (desvio-padrão=552,26), e a proporção de recém-nascidos classificados como PIGs foi 4,12%. O percentual de partos cesáreos foi 44,67%. Entre as crianças nascidas com muito baixo peso, esse valor foi 57,45%; entre os prematuros, foi 52,36%, e para os nascidos de gestações múltiplas, foi 69,13%. Além disso, o índice de Apgar no 1º minuto apresentou um valor médio igual a 8,29 (desvio-padrão=1,33) e, no 5º, foi 9,32 (desvio-padrão=0,88).

O coeficiente de mortalidade neonatal foi 8,19‰ (1134/138407), enquanto que os coeficientes de mortalidade neonatal precoce e tardio foram 5,55‰ e 2,64‰ respectivamente.

Observou-se que 769 (67,81%) dos óbitos ocorreram no período neonatal precoce (0 a 6 dias), sendo que 587 (76,33%) dessas crianças apresentavam baixo peso, e 173 (22,49%) muito baixo peso ao nascer. Dos 365 (32,19%) óbitos neonatais tardios (7 a 27 dias), 269 (73,70%) correspondiam a crianças que nasceram com baixo peso, e 173 (47,39%) com muito baixo peso. Para os óbitos, o peso médio, em gramas, foi 1700,26 (desvio-padrão=968,57), o índice médio de Apgar no 1º minuto foi 4,68 (desvio-padrão=2,93) e, no 5º, foi 6,33 (desvio-padrão=2,87) respectivamente. O percentual de partos cesáreos entre as crianças que foram a óbito foi 41,41%. Considerando as crianças que foram a óbito e que nasceram com muito baixo peso, esse valor foi 36,52%; entre os prematuros foi 41,18%, e para os nascidos de gestações múltiplas foi 38,77%.

Além disso, verificou-se um predomínio nos nascimentos e nos óbitos para o sexo masculino: 71284 (51,51%) e 617 (54,60%) respectivamente.

Nas Tabelas 1 e 2, pode-se observar os resultados dos recém-nascidos que foram a óbito e dos que sobreviveram ao período neonatal, o coeficiente de mortalidade e os resultados da análise univariável, nas quais pôde-se identificar associações estatisticamente significativas entre mortalidade neonatal e todas as variáveis independentes.

## **Regressão logística clássica**

### *Modelo geral*

No modelo geral, foram incluídas todas as variáveis significativas na análise univariável, com exceção da variável PIG simplificado, fortemente correlacionada com o peso e a idade gestacional ( $r=0,80$ ). Os resultados da análise de regressão logística para o modelo geral são apresentados nas Tabelas 1 e 2.

Os resultados da análise hierarquizada e da inclusão de variáveis passo a passo não apresentaram diferenças em relação às variáveis incluídas nos modelos, tanto para o geral quanto para pré-termo e a termo.

#### *Nascidos pré-termo*

Foram observados 11406 (8,2%) nascidos vivos com peso médio (g) igual a 2214,80 (desvio-padrão=673,37; mín=500; máx=4700), cujo tempo de gestação foi inferior a 37 semanas. Desses, 792 (6,94%) foram óbitos neonatais e apresentavam peso médio ao nascer (g) igual a 1210,66 (desvio-padrão=590,84; mín=500, máx=3640).

As variáveis selecionadas da análise univariável e testadas no modelo de regressão logística foram: peso ao nascer (menos de 2500 g), Apgar no 1º e 5º min (menor ou igual a 8), presença de anomalia, parto cesáreo, consultas pré-natais (menos de 7), mãe não-casada, nascimento não-hospitalar ( $p=0,001$ ), raça não-branca ( $p=0,001$ ), sexo masculino ( $p=0,140$ ), escolaridade inferior a 12 anos ( $p=0,047$ ), atividades realizadas pela mãe no lar ( $p=0,025$ ), com perda fetal ( $p=0,003$ ) e com 2 ou mais filhos de gestações anteriores ( $p=0,130$ ).

Na Tabela 3, são apresentados os resultados da análise univariável e da regressão logística clássica para os nascidos pré-termo e a termo, excluindo as variáveis que foram significativas apenas na análise univariável.

#### *Nascidos a termo*

Foram observados 126578 (91,45%) nascimentos a termo, com peso médio ao nascer (g) igual a 3237,27 (desvio-padrão=452,84; mín=1500; máx=5990). Desses, 327 (0,26%) eram óbitos neonatais com peso médio (g) igual a 2903,16 (desvio-padrão=590,52; mín=1500; máx=4775).

As variáveis selecionadas da análise univariável e testadas no modelo de regressão logística foram: peso ao nascer (menos de 2500 g), Apgar no 1º min (menor ou igual a 7), Apgar no 5º min (menor ou igual a 8), presença de anomalia, consultas pré-natais (menos de 7), nascimento não-hospitalar, escolaridade materna inferior a 12 anos, com perda fetal ( $p=0,158$ ), com 2

ou mais filhos de gestações anteriores ( $p=0,015$ ), raça não-branca ( $p=0,096$ ), mãe não-casada, ( $p=0,201$ ) e atividades realizadas pela mãe no lar ( $p=0,032$ ).

## **Regressão logística multinível**

### *Modelo geral*

Foi construído, inicialmente, um modelo sem covariáveis, apenas indicando a estrutura hierárquica, determinando a variabilidade devido às microrregiões. Também foi avaliada a presença de variação extra-binomial no nível 1 (sobre-dispersão=0,993), na qual não se obteve evidência significativa de que os dados não seguem uma distribuição Binomial.

A estimativa da variância residual para o nível das microrregiões foi  $\sigma_{uo}^2=0,078$  (IC95%: 0,02–0,14;  $p=0,011$ ). Como a variância ao nível individual ( $\sigma_{eo}^2$ ) é igual a 1, correspondente a um desfecho binomialmente distribuído, multiplica-se  $\sigma_{eo}^2$  por  $\pi^2/3$  (variância da distribuição logística padrão) para obter a estimativa do coeficiente de correlação intramicrorregiões,<sup>24</sup> obtendo-se  $\rho = 0,078/(0,078+3,29)=0,023$ , indicando que a maior parte da variação no desfecho (97,7%) ocorre entre os indivíduos, e que 2,3% é devido à variação entre as microrregiões.

Para investigar os possíveis determinantes dessa variabilidade, foram incluídas no modelo as variáveis contextuais, as quais, na maioria, apresentaram resultados estatisticamente não-significativos.

Assim, visando um modelo parcimonioso e por estarem associadas ao desfecho na análise univariável, foram consideradas, inicialmente: taxa de pobreza, de participação e de internação por agressão, além da fecundidade, expectativa de vida ao nascer, cobertura de consultas pré-natais e densidade nos domicílios.

Na análise conjunta das variáveis do nível individual e contextual, permaneceram significativas: taxa de pobreza e de internação por agressão, além da expectativa de vida ao nascer. Entretanto, quando incluídas no

modelo simultaneamente, apenas a taxa de pobreza, dicotomizada pelo percentil 66 (28,53%), se manteve significativa. Os resultados podem ser observados na Tabela 4.

A variância do modelo reduziu de 0,111 para 0,094, sugerindo que cerca de 15% da variação na mortalidade neonatal pode ser explicada pela identificação da taxa de pobreza em cada área. O menor valor para o *Deviance Information Criterion* (DIC=6399,41) indicou que o modelo adequado é aquele que inclui essa variável.

Esta análise não foi estendida para modelos de inclinações aleatórias, os quais permitem também que essas variem entre as microrregiões, porque o resultado do teste não foi significativo, sugerindo que a taxa de pobreza mantém o mesmo padrão de variabilidade para as microrregiões.

A Figura 1 mostra a variância residual (resíduos reduzidos ordenados) entre as microrregiões em ordem de magnitude, com os respectivos intervalos de confiança, observando-se duas subpopulações nos extremos, as quais estão associadas com um particular baixo ou alto risco de óbito neonatal. O menor risco predito de óbito neonatal corresponde à microrregião de Porto Alegre (mesorregião Metropolitana de Porto Alegre), enquanto que os maiores riscos estão associados às microrregiões de Passo Fundo (mesorregião Noroeste) e Litoral Lagunar (mesorregião Sudeste). Para as outras microrregiões, os riscos preditos não foram significativos.

#### *Nascidos pré-termo*

A Tabela 4 apresenta os resultados do ajuste do modelo de regressão logística multinível para os nascidos pré-termo.

A variância residual do modelo sem covariáveis, para o nível da microrregião, foi  $\sigma_{uo}^2=0,189$  (IC95%: 0,06–0,32;  $p=0,004$ ), com  $\rho=0,054$ , indicando que 5,4% da variação no desfecho é devido à variabilidade entre as microrregiões.

As mesmas variáveis contextuais foram incluídas nesse modelo, na forma contínua ou categorizadas, sendo que apenas a proporção de

abastecimento de água nos domicílios, dicotomizada pela mediana (71,71%), se mostrou estatisticamente significativa. A inclusão da variável contextual, após a inclusão das variáveis individuais, reduziu a variância de 0,135 para 0,107, sugerindo que cerca de 21% da variabilidade na mortalidade neonatal pode ser explicada pela identificação da proporção de abastecimento de água em cada área.

Pela análise dos resíduos, verificou-se que o menor risco estimado de óbito neonatal, quando comparado à média geral, foi para a microrregião de Porto Alegre, enquanto que, para todas as outras microrregiões, as estimativas não foram significativamente diferentes da média.

#### *Nascidos a termo*

O modelo de regressão logística multinível para os nascidos a termo apresentou variância residual no nível da microrregião  $\sigma_{uo}^2 = 0,053$  ( $p = 0,266$ ), não justificando a inclusão das variáveis contextuais.

### **Discussão**

O RS apresenta uma das melhores coberturas do SINASC e do SIM, possibilitando que a vinculação das bases de dados seja viável na realização de estudos de coorte em mortalidade neonatal. Apesar de algumas inconsistências ou ausência de informações, também descritas em outros estudos,<sup>16,26</sup> o peso relativo desses casos foi muito pequeno.

Este estudo investigou os principais determinantes da mortalidade neonatal no RS por meio de informações dos sistemas de saúde. A análise desta coorte demonstrou que o coeficiente de mortalidade neonatal foi, aproximadamente, a metade da média nacional em 2003, sendo ainda considerado elevado, se comparado às taxas de outros países. A superioridade de óbitos neonatais ocorridos até a primeira semana de vida está em concordância com os resultados de outros estudos.<sup>2,13,27</sup> Entre os fatores que podem explicar esse acréscimo proporcional estão o decréscimo da mortalidade neonatal tardia e da pós-neonatal, reduzidas com

intervenções mais simples, tais como imunização e terapia de reidratação oral.<sup>3</sup>

Muitos fatores são relatados na literatura como importantes preditores da mortalidade neonatal.<sup>1,7,8,22</sup> Neste estudo, todas as variáveis se mostraram associadas ao óbito neonatal na análise univariável. Entretanto, o sexo, a raça, o local de nascimento, o tipo de gravidez e outras características maternas não foram significativos nos modelos clássicos de regressão logística, o que pode ser explicado, em parte, pela magnitude dos efeitos das variáveis biológicas. A variável PIG simplificado também não foi significativa, provavelmente por ser uma classificação aproximada, já que as informações da DN não possibilitam uma avaliação mais acurada.

O peso ao nascer e a prematuridade são importantes fatores de risco para a mortalidade neonatal.<sup>4,28,29</sup> Neste estudo, observou-se uma relação inversa das faixas de peso com a chance de óbito neonatal, também evidenciada em outros estudos realizados no Recife, em São Paulo e em Pelotas.<sup>13,14,27,29</sup> Os nascidos pré-termo apresentaram, praticamente, o dobro de chance de morrer no período neonatal se comparados aos nascidos a termo, concordando com estudo realizado em São Paulo.<sup>27</sup> Entretanto, estudos realizados em São Paulo e Caxias do Sul, considerando apenas a ocorrência de baixo peso ou não, encontraram risco de prematuridade três vezes maior.<sup>14,30</sup>

A maioria das crianças que nasceram com muito baixo peso, prematuros ou de gestação múltipla nasceram de partos cesáreos, que se mostrou como efeito protetor sobre a mortalidade neonatal. Um estudo realizado em Goiânia também encontrou esse efeito, destacando também o fato de que nascer em hospital não conveniado ao SUS pode estar associado a melhores condições socioeconômicas e de saúde maternas.<sup>31</sup> Porém, estudos de coorte realizados no Recife e Montes Claros não encontraram associação significativa entre o tipo de parto e óbito neonatal.<sup>13,15</sup>

Os índices de Apgar refletem as condições de vitalidade do recém-nascido. Assim como em estudos realizados em São Paulo<sup>8</sup> e Montes

Claros,<sup>15</sup> encontrou-se maiores associações para os índices de Apgar no 5º minuto, mas, discordando da maioria dos estudos brasileiros<sup>13,16</sup> que consideraram esses índices inferiores a 7, sugere-se a adoção de medidas de controle adequadas e contínuas para nascidos com Apgar menor ou igual a 8.

Outros determinantes que se mostraram associados ao desfecho foram presença de anomalias e ocorrência de perda fetal anterior, excluídos na maioria dos estudos. Um estudo realizado em São Paulo também encontrou associação entre perda fetal anterior e óbito neonatal, embora superior ao verificado nessa análise.<sup>14</sup>

Na análise clássica, assim como em estudos realizados no Recife, Maracanaú (CE) e Goiânia,<sup>13,16,31</sup> não foi observada associação entre gestações múltiplas e óbito neonatal, provavelmente devido ao impacto das variáveis peso ao nascer e prematuridade, considerados como fatores de risco mediadores resultantes da gemelaridade.

Embora seja evidente na literatura a importância dos determinantes investigados, muitos processos em saúde resultam de fatores que sofrem influências de diferentes níveis, porque compartilham de um mesmo ambiente ou porque apresentam características semelhantes, ou seja, os indivíduos envolvidos podem estar correlacionados, e a violação da suposição de independência entre as observações pode produzir estimativas viesadas quando são utilizadas as técnicas de regressão clássicas.<sup>10,25</sup>

Portanto, a análise foi reproduzida utilizando-se um modelo geral de regressão logística multinível, assim como estratificado pela idade gestacional, nos quais foram avaliadas diversas variáveis contextuais. Embora esses indicadores não tenham sido todos medidos em 2003, as variações entre as microrregiões não são elevadas para pequenos períodos de defasagem. As mesmas variáveis do modelo clássico, com exceção da perda fetal anterior, permaneceram significativas nos modelos multiníveis.

Entre as vantagens dos modelos multiníveis, destaca-se a possibilidade de estimar a variabilidade em cada nível considerado.<sup>9,10</sup> Neste caso, verificou-se maior importância dos fatores individuais e um pequeno,

mas significativo, efeito das microrregiões. Um estudo realizado no Canadá sugere que, em geral, os efeitos do local na distribuição de problemas em saúde associado com grandes áreas administrativas são relativamente pequenos, sendo influenciados pelo tamanho da área geográfica e pelo indicador de saúde selecionado.<sup>32</sup>

Comparando-se as estimativas do modelo geral clássico e multinível, observou-se que os erros padrão foram, em média, 1% maiores no modelo multinível, o que pode ser considerado um pequeno diferencial. Observou-se, no modelo geral de interceptos aleatórios, que uma parte da variabilidade da mortalidade neonatal foi explicada pelo percentual de pobreza entre as microrregiões, ou seja, a chance de morrer no período neonatal foi maior para as crianças que nasceram em microrregiões com maior taxa de pobreza. Entretanto, esse resultado deve ser analisado com cautela, porque talvez o tamanho das áreas ou a limitação da disponibilidade de variáveis não tenham possibilitado identificar um efeito mais acentuado do nível superior.

Não foi encontrado nenhum trabalho de análise multinível realizado no Brasil com enfoque na mortalidade neonatal. Entretanto, um estudo multinível de uma coorte de 223.289 nascidos vivos e 1.266 óbitos infantis no estado de Nova Iorque, ao considerar os condados como nível contextual, não encontrou efeito significativo da taxa de pobreza. Considerando todas as causas de óbitos, os gastos governamentais com serviços em saúde e hospitais estiveram associados ao aumento da probabilidade de mortalidade infantil, enquanto que maiores números de leitos hospitalares *per capita* reduziram a probabilidade de morte. Assim como neste estudo, muitas outras variáveis foram testadas, mas não se mostraram associadas ao desfecho, apesar de não terem incluído o peso ao nascer e a idade gestacional.<sup>7</sup>

Dois estudos realizados na região Nordeste utilizaram os modelos de risco proporcional multiníveis para o tempo de sobrevivência infantil considerando municípios e famílias. Um deles observou que a variância ao nível das famílias não foi significativa, ao contrário da variância entre os

municípios. O intervalo interpartal e a ordem de nascimento foram importantes preditores da mortalidade infantil, além da educação materna e renda familiar, mas com menor intensidade.<sup>33</sup> O outro estudo encontrou importante efeito das características da família, no qual o fato da mãe ter tido atendimento pré-natal, ter grau de instrução mais elevada, pertencer à raça branca ou asiática e possuir geladeira reduz o risco de morte infantil. Também foi observada associação com a ordem do nascimento e intervalo interpartal, mas não ocorreu efeito significativo do município de residência das crianças.<sup>34</sup>

Nos modelos multiníveis, a análise de resíduos também pode ser avaliada em cada nível, possibilitando examinar o padrão específico das áreas.<sup>10</sup> Por exemplo, a microrregião de Porto Alegre apresentou risco de óbito neonatal inferior ao risco médio, tanto para o modelo geral quanto para o pré-termo, possivelmente devido à maior assistência em cuidados intensivos. Por outro lado, as microrregiões de Passo Fundo e Litoral Lagunar apresentaram risco superior ao risco médio para o modelo geral, demandando ações mais específicas nessas áreas, como por exemplo, ampliação do Programa de Saúde da Família, que envolve suplementação nutricional, vacinação de mães e filhos ou programas de promoção do aleitamento materno.

Na análise clássica, estratificada por idade gestacional, observou-se distintas variáveis associadas com o óbito neonatal, o que era esperado, devido às diferenças inerentes entre os nascidos a termo ou não. Verificou-se que os determinantes para os nascidos pré-termo foram peso, Apgar no 1º e 5º minuto, anomalias, tipo de parto e número de consultas pré-natais, enquanto que, para os nascidos a termo, os dois últimos não foram significativos.

Na análise de regressão logística multinível para os nascidos pré-termo, a variável contextual significativa foi a cobertura de abastecimento de água, encontrada em outro estudo multinível realizado no Brasil<sup>35</sup> e também considerada um indicativo de pobreza de uma população. Não foi ajustado

um modelo multinível para os nascidos a termo, porque a variabilidade do nível das microrregiões não foi significativa.

Entre as limitações deste estudo, destacam-se o uso de dados secundários, que impossibilitou identificar variáveis importantes, como a idade gestacional em escala contínua, o consumo de cigarros e outras variáveis intervenientes, além do tamanho das microrregiões, que apresentam muita variabilidade interna. Isso poderia explicar, em parte, o pequeno efeito da área, já que a correlação intra-unidades é inversamente relacionada ao tamanho dos grupos.<sup>32</sup> Por outro lado, considerar grupos menores poderia comprometer os resultados, devido ao grande número de localidades com pequeno número de eventos. Apesar das limitações, muitos dos resultados encontrados foram similares aos encontrados na literatura, e as taxas de mortalidade neonatal no RS, embora inferiores a de outros estados, ainda poderiam ser reduzidas com uma maior atenção qualitativa dos fatores relacionados à gestação, ao parto e ao pós-parto. Além disso, ações direcionadas à redução das iniquidades em saúde em grupos mais pobres poderiam contribuir significativamente com essa redução, como o Programa de Atenção Integrada às Doenças Prevalentes na Infância e o monitoramento pela OMS de indicadores no intuito de reduzir as taxas mundiais de pobreza.

O estudo dos determinantes da mortalidade neonatal, sob um enfoque multinível de análise é pioneiro no RS. Embora os modelos multiníveis, neste estudo, tenham indicado pequenas diferenças em relação à análise clássica, tanto em termos de ajuste do modelo quanto na magnitude dos efeitos estimados, torna-se importante o confronto dos resultados dos dois enfoques de análise, diante dos benefícios estatísticos que podem ser obtidos,<sup>10,25,32</sup>, principalmente, quando se tem maior interesse no estudo de dados agrupados.

## Colaboradores

R.R. Zanini e A.B. Moraes contribuíram com o delineamento, coleta dos dados, análises, interpretações e 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 AA. Situação da saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980-1992: tendências temporais e distribuição espacial. *Rev Saude Publica* 1994; 28(6):423-432.
2. Bercini LO. Mortalidade neonatal de residentes em localidade urbana da região sul do Brasil. *Rev Saude Publica* 1994; 28:38-45.
3. Zupan J, Aahman E, Perinatal mortality for the year 2000: estimates developed by WHO, World Health Organization, Geneva; 2005.
4. Lawn JE, Cousens S, Zupan J. 4 million neonatal deaths: When, Where? Why? *Lancet* 2004; 365(9462):891-900.
5. Ngoc NTN, Meriardi M, Abdel-Aleem H, Carroli G, Purwar M, Zavaleta N et al. Causes of stillbirths and early neonatal deaths: data from 7993 pregnancies in six developing countries. *Bull World Health Organ* 2006; 84(9):699-705.
6. Knippenberg R, Lawn JE, Darmstadt GL, Begkoyian G, Fogstad H, Walelign N et al. Systematic scaling up of neonatal care in countries. *Lancet* 2005; 365(9464):1087-1098.
7. Matteson DW, Burr JA, Marshall JR. Infant mortality: a multi-level analysis of individual and community risk factors. *Soc Sci Med* 1998; 47(11):1841-1854
8. Machado CJ, Hill K. Maternal, neonatal and community factors influencing neonatal mortality in Brazil. *J Biosoc Sci* 2005; 37:193-208.
9. Leyland AH, Groenewegen PP. Multilevel modelling and public health policy. *Scand J Public Health* 2003; 31(4):267-274.
10. Goldstein H. Multilevel statistical models. 3<sup>a</sup> ed. London: Edward Arnold; 2003.
11. Sampson RJ, Morenoff JD, Gannon-Rowley T. Assessing "neighbourhood effects": social processes and new directions in research. *Annu Rev Sociol* 2002; 28:443-478.
12. 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(4):547-556.

13. Sarinho SW, Filho DAM, Silva GAP, Lima MC. Fatores de risco para óbitos neonatais no Recife: um estudo caso-controle. *J Pediatr* 2001; 77:294-298.
14. Almeida MF, Novaes HMD, Alencar GP, Rodrigues LC. Mortalidade neonatal no Município de São Paulo: influência do peso ao nascer e fatores sócio-demográficos e assistenciais. *Rev Bras Epidemiol* 2002; 5:93-107.
15. Martins EF, Velásquez-Meléndez G. Determinantes da mortalidade neonatal a partir de uma coorte de nascidos vivos, Montes Claros, Minas Gerais, 1997 – 1999. *Rev Bras Saúde Matern Infant* 2004; 4:405-512.
16. Silva CF, Leite AJM, Almeida NMGR, Gondim RC. Fatores de risco para mortalidade infantil em município do Nordeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis – 2000 a 2002. *Rev Bras Epidemiol* 2006; 9(1):69-80.
17. Battaglia FC, Lubchenco MD. A practical classification of newborn infants by weight and gestational age. *J Pediatr* 1967; 71(2):159-163.
18. Souza LM. Avaliação do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos - SINASC, Minas Gerais e Mesorregiões, 2000. 135 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Universidade Federal de Minas Gerais, 2004.
19. Kallan JE. Race, intervening variables, and two components of low birth weight. *Demography* 1993; 30(3):489-507.
20. Costa CE, Gotlieb SLD. Estudo epidemiológico do peso ao nascer a partir da Declaração de Nascido Vivo. *Rev Saude Publica* 1998, 32:328-334.
21. Hox JJ. Applied multilevel analysis. Amsterdam: TT-Publikaties; 1995.
22. Mosley WH, Chen L. An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries 1984; *Pop Develop Rev* 10(Suppl):25-45.
23. Hosmer DW, Lemeshow S. Applied logistic regression. New York: John Wiley, 1989.
24. Rasbash J, Steele F, Browne W, Prosser B. A user's guide to MLwiN. Centre for Multilevel Modelling. University of Bristol; 2005.
25. Snijders T, Bosker R. Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling. London: Sage; 1999.
26. Almeida MF, Mello-Jorge, MHP. O uso da técnica de "Linkage" de sistemas de informação em estudos de coorte sobre mortalidade neonatal. *Rev Saude Publica* 1996; 30(2):141-147.
27. Machado CJ, Hill K. Determinantes da mortalidade neonatal e pós-neonatal no Município de São Paulo. *Rev Bras Epidemiol* 2003; 6(4):345-358.

28. Ferrari LSL, Brito ASJ, Carvalho ABR, Gonzáles MRC. Mortalidade neonatal no Município de Londrina, Paraná, Brasil, nos anos 1994, 1999 e 2002. *Cad Saude Publica* 2006; 22(5):1063-1071.
29. 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; 365:847-854.
30. Araújo BF, Bozzetti MC, Tanaka ACA. Mortalidade neonatal precoce no Município de Caxias do Sul: um estudo de coorte. *J Pediatr* 2000; 76:200-206.
31. Moraes Neto OL, Barros MBA. Fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal na Região Centro-Oeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. *Cad Saude Publica* 2000; 16:477-485.
32. Boyle MH, Williams JD. Place Effects for Areas Defined by Administrative Boundaries. *Am J Epidemiol* 1999; 149:577-585.
33. Sastry N. Family-level clustering of childhood mortality risk in Northeast Brazil. *Demography* 1997; 51:245-261.
34. Santos TF, Moura FA. Os determinantes da mortalidade infantil no Nordeste: aplicação de modelos hierárquicos. *Bahia Análise e Dados* 2001; 10(4):122-128.
35. Sastry N. Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil. *Demography* 1996; 33(2):211-229.

TABELA 1 – Fatores de risco para mortalidade neonatal, RS, 01/01/2003 a 03/12/2003

Variáveis	Sobrevida (%)	Óbito (%)	CMN (1000)	OR não ajustado	IC 95%	OR* ajustado	IC 95%
<b>Sexo</b>							
Feminino	66604 (48,52)	513 (45,40)	7,64	1		1	
Masculino	70667 (51,48)	617 (54,60)	8,66	1,13	1,00 – 1,27	–	–
<b>Raça/cor</b>							
Branca	122296 (89,25)	958 (85,00)	7,77	1		1	
Outra	14728 (10,75)	169 (15,00)	11,34	1,46	1,24 – 1,72	–	–
<b>Peso ao nascer (g)</b>							
	3152,51 – 500 a 5990 – 552,26**						
500 a 1499	1208 (0,88)	587 (52,13)	327,02	328,91	268,96 – 402,24	41,15	29,25 – 57,87
1500 a 2499	10910 (7,96)	269 (23,89)	24,06	16,69	13,49 – 20,65	5,46	4,07 – 7,31
2500 a 2999	33863 (24,71)	127 (11,28)	3,74	2,54	1,98 – 3,25	1,97	1,50 – 2,58
3000 a 3999	84610 (61,74)	125 (11,10)	1,48	1		1	
≥ 4000	6456 (4,71)	18 (1,60)	2,78	1,89	1,15 – 3,10	1,43	0,83 – 2,47
<b>Apgar 1º minuto</b>							
	8,29 – 0 a 10 – 1,33**						
9 ou 10	73271 (54,78)	114 (10,99)	1,55	1		1	
7 ou 8	52107 (38,96)	237 (22,85)	4,53	2,92	2,34 – 3,66	1,59	1,24 – 2,04
< 7	8375 (6,26)	686 (66,15)	75,71	52,57	43,06 – 64,18	3,36	2,44 – 4,61
<b>Apgar 5º minuto</b>							
	9,32 – 0 a 10 – 0,88**						
9 ou 10	123436 (92,19)	303 (29,19)	2,45	1		1	
7 ou 8	9298 (6,94)	281 (27,07)	29,34	12,31	10,45 – 14,50	2,22	1,74 – 2,84
< 7	1161 (0,87)	454 (43,74)	281,11	158,95	135,92 – 185,88	11,39	8,51 – 15,25
<b>Anomalia</b>							
Sem	135650 (99,29)	962 (86,51)	7,04	1		1	
Com	969 (0,71)	150 (13,49)	134,05	21,83	18,17 – 26,22	14,79	11,18 – 19,59
<b>PIG simplificado</b>							
Não-PIG	131108 (95,91)	1030 (92,29)	7,79	1		1	
PIG	5596 (4,09)	86 (7,71)	15,14	1,96	1,57 – 2,44	–	–
<b>Local de nascimento</b>							
Hospital	136567 (99,49)	1096 (96,99)	7,99	1		1	
Outro	706 (0,51)	34 (3,01)	45,95	6,00	4,23 – 8,51	–	–

n = 138407; IC 95%: Intervalo de Confiança de 95%; \*Ajustado para as outras variáveis da tabela por meio de modelos de regressão logística múltipla clássica; \*\*Média - Mínimo/Máximo - Desvio padrão, Sem informação (n; % do total) e excluídos da análise: sexo (6; 0,00), raça/cor (256; 0,18), peso ao nascer (234; 0,17), Apgar 1º min (3618; 2,61), Apgar 5º min (3475; 2,51), anomalia (676; 0,49), PIG simplificado (587; 0,42), local de nascimento (4; 0,00)

TABELA 2 – Fatores de risco para mortalidade neonatal, segundo características maternas, RS, 01/01/2003 a 03/12/2003

Variáveis	Sobrevida (%)	Óbito (%)	CMN (1000)	OR não ajustado	IC 95%	OR* ajustado	IC 95%
<b>Tipo de parto</b>							
Vaginal	75888 (55,30)	662 (58,58)	8,65	1		1	
Cesáreo	61348 (44,70)	468 (41,42)	7,57	0,87	0,78 – 0,98	0,80	0,68 – 0,93
<b>Tipo de gravidez</b>							
Única	134720 (98,17)	1031 (91,32)	7,59	1			
Múltipla	2507 (1,83)	98 (8,68)	37,62	5,11	4,14 – 6,31	–	–
<b>Duração gestação (semanas)</b>							
≥ 37	126251 (92,25)	327 (29,20)	2,59	1		1	
< 37	10613 (7,75)	793 (70,80)	69,44	28,85	25,32 – 32,86	1,84	1,42 – 2,39
<b>Consulta pré-natal</b>							
≥ 7	81593 (59,75)	351 (31,71)	4,28	1			
1 a 6	51519 (37,72)	633 (57,18)	12,14	2,86	2,51 – 3,26	–	–
Nenhuma	3456 (2,53)	123 (11,11)	34,37	8,27	6,72 – 10,19	–	–
<b>Paridade</b>							
≤ 2	105813 (83,58)	817 (78,33)	7,66	1			
> 2	20794 (16,42)	226 (21,67)	10,75	1,41	1,21 – 1,63	–	–
<b>Perda fetal anterior</b>							
Não	117096 (92,37)	923 (88,33)	7,82	1		1	
Sim	9679 (7,63)	122 (11,67)	12,45	1,60	1,32 – 1,93	1,29	1,01 – 1,65
<b>Idade materna (anos)</b>							
20 a 34	91871 (66,98)	718 (63,54)	7,75	1			
≥ 35	19063 (13,90)	155 (13,72)	8,07	1,04	0,87 – 1,24	–	–
< 20	26230 (19,12)	257 (22,74)	9,70	1,25	1,09 – 1,45	–	–
<b>Escolaridade materna (anos)</b>							
12 ou mais	20915 (15,33)	139 (12,43)	6,60	1			
4 a 11	103474 (75,84)	854 (76,39)	8,19	1,24	1,04 – 1,49	–	–
0 a 3	12057 (8,84)	125 (11,18)	10,26	1,56	1,22 – 1,99	–	–
<b>Estado civil</b>							
Casado	52370 (38,29)	343 (30,60)	6,51	1			
Outro	84394 (61,71)	778 (69,40)	9,13	1,41	1,24 – 1,60	–	–
<b>Ocupação da mãe</b>							
Atividades no lar	75948 (59,62)	673 (64,53)	8,77	1			
Outras	51443 (40,38)	371 (35,47)	7,16	1,23	1,08 – 1,40	–	–

n = 138407; IC 95%: Intervalo de Confiança de 95%; \*Ajustado para as outras variáveis da tabela por meio de modelos de regressão logística múltipla clássica; Sem informação (n; % do total) e excluídos da análise: tipo de parto (41; 0,03), tipo de gravidez (51; 0,04), duração da gestação (423; 0,31), consultas pré-natal (732; 0,53), paridade (10757; 7,77), perda fetal anterior (10587; 7,65), idade materna (113; 0,08), escolaridade (843; 0,61), estado civil (522; 0,38), ocupação da mãe (9973; 7,21)

TABELA 3 – Fatores de risco para mortalidade neonatal de nascido pré-termo e a termo, RS, 01/01/2003 a 03/12/2003

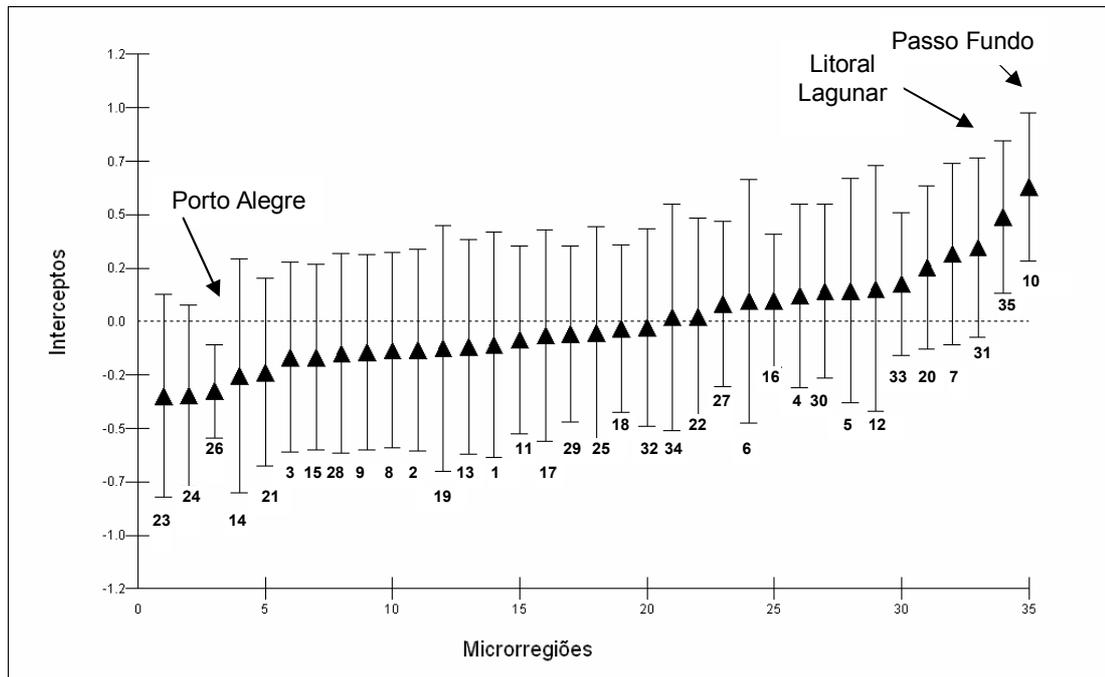
Variáveis	Pré-termo		A termo	
	OR não ajustado	OR* ajustado (IC 95%)	OR não ajustado	OR* ajustado (IC 95%)
<b>Peso ao nascer (g)</b>				
≥ 2500	1	1	1	1
< 2500	16,06	7,67 (5,17 – 11,38)	7,78	4,07 (3,00 – 5,50)
<b>Apgar 1º minuto</b>				
9 ou 10	1	1	1	1
7 ou 8	2,63	1,77 (1,23 – 2,54)	1,77	1,36 (0,98 – 1,89)
< 7	24,42	3,96 (2,63 – 5,97)	22,22	3,72 (2,35 – 5,89)
<b>Apgar 5º minuto</b>				
9 ou 10	1	1	1	1
7 ou 8	5,24	2,11 (1,61 – 2,76)	7,31	2,81 (1,88 – 4,20)
< 7	45,92	11,16 (8,13 – 15,32)	100,60	23,20 (14,67 – 36,68)
<b>Anomalia</b>				
Sem	1	1	1	1
Com	8,41	4,51 (3,02 – 6,72)	46,01	21,81 (15,60 – 30,50)
<b>Tipo de parto</b>				
Vaginal	1	1		
Cesáreo	0,64	0,74 (0,62 – 0,89)	–	–
<b>Consulta pré-natal</b>				
≥ 7	1	1		
1 a 6	2,33	1,43 (1,17 – 1,75)	–	–
Nenhuma	5,22	1,99 (1,42 – 2,79)	–	–

\*Ajustado para as outras variáveis da tabela por meio de modelos de regressão logística múltipla clássica;  
IC 95%: Intervalo de Confiança de 95%

TABELA 4 – Fatores de risco para mortalidade neonatal por todas as causas de morte, modelo geral e pré-termo, RS, 01/01/2003 a 03/12/2003

Variáveis	Geral		Pré-termo	
	Modelo 1 OR* (IC 95%)	Modelo 2 OR* (IC 95%)	Modelo 1 OR* (IC 95%)	Modelo 2 OR* (IC 95%)
<b>Efeito individual</b>				
<b>Peso ao nascer (g)</b>				
500 a 1499	43,82 (31,40 – 61,14)	44,26 (31,72 – 61,76)	–	–
1500 a 2499	5,75 (4,32 – 7,66)	5,75 (4,32 – 7,66)	–	–
2500 a 2999	1,99 (1,53 – 2,60)	1,99 (1,53 – 2,60)	–	–
3000 a 3999	1	1	–	–
≥ 4000	1,58 (0,94 – 2,65)	1,57 (0,93 – 2,65)**	–	–
<b>Peso ao nascer (g)</b>				
≥ 2500	–	–	1	1
< 2500	–	–	7,61 (5,10 – 11,36)	7,61 (5,10 – 11,36)
<b>Apgar 1º minuto</b>				
9 ou 10	1	1	1	1
7 ou 8	1,55 (1,22 – 1,98)	1,54 (1,21 – 1,97)	1,74 (1,21 – 2,51)***	1,75 (1,22 – 2,53)
< 7	3,19 (2,34 – 4,35)	3,19 (2,34 – 4,35)	3,94 (2,60 – 5,96)	3,97 (2,62 – 6,02)
<b>Apgar 5º minuto</b>				
9 ou 10	1	1	1	1
7 ou 8	2,24 (1,76 – 2,84)	2,24 (1,76 – 2,84)	2,11 (1,61 – 2,78)	2,11 (1,61 – 2,78)
< 7	11,70 (8,81 – 15,55)	11,70 (8,81 – 15,55)	11,47 (8,62 – 15,82)	11,47 (8,32 – 15,82)
<b>Tipo de parto</b>				
Vaginal	1	1	1	1
Cesáreo	0,83 (0,72 – 0,97)	0,84 (0,72 – 0,98)***	0,77 (0,64 – 0,92)	0,76 (0,63 – 0,92)
<b>Duração gestação (semanas)</b>				
≥ 37	1	1	–	–
< 37	1,84 (1,43 – 2,37)	1,84 (1,43 – 2,37)	–	–
<b>Anomalia</b>				
Sem	1	1	1	1
Com	15,03 (11,45 – 19,74)	15,03 (11,45 – 19,74)	4,81 (3,21 – 7,20)	4,81 (3,21 – 7,20)
<b>Consulta pré-natal</b>				
≥ 7	–	–	1	1
1 a 6	–	–	1,48 (1,20 – 1,82)	1,49 (1,21 – 1,83)
Nenhuma	–	–	2,16 (1,53 – 3,05)	2,15 (1,53 – 3,03)
<b>Efeito hierárquico</b>				
Variância do nível 1 ( $\sigma_{\epsilon_0}^2$ )	1	1	1	1
Variância do nível 2 ( $\sigma_{\epsilon_{00}}^2$ )	0,111 (0,02 – 0,20) p = 0,016	0,094 (0,02 – 0,17) p = 0,023	0,135 (0,02 – 0,25) p = 0,024	0,107 (0,01 – 0,21) p = 0,041
Taxa de pobreza (% da pop. com renda <i>per capita</i> inferior a ½ salário mínimo)	–	1,47 (1,08 – 2,00) p = 0,015	–	–
Abastecimento de água (% de domicílios com água canalizada à rede geral)	–	–	–	0,69 (0,50 – 0,96) p = 0,028
DIC	6400,35	6399,41	3357,78	3557,24

\*Ajustado para as outras variáveis da tabela por meio de modelos de regressão logística múltipla multinível; \*\*p=0,090; \*\*\*p=0,025; Outros: p<0,01; DIC: *Bayesian Deviance Information Criterion* (Critério de Informação Bayesiano); Modelo 1: com variáveis de nível individual; Modelo 2: com variáveis de nível individual e contextual



Nota: (1) Santa Rosa, (2) Três Passos, (3) Frederico Westphalen, (4) Erechim, (5) Sananduva, (6) Cerro Largo, (7) Santo Angelo, (8) Ijuí, (9) Carazinho, (10) Passo Fundo, (11) Cruz Alta, (12) Não-me-Toque, (13) Soledade, (14) Guaporé, (15) Vacaria, (16) Caxias do Sul, (17) Santiago, (18) Santa Maria, (19) Restinga Seca, (20) Santa Cruz, (21) Lajeado-Estrela, (22) Cachoeira do Sul, (23) Montenegro, (24) Gramado-Canela, (25) São Jerônimo, (26) Porto Alegre, (27) Osório, (28) Camaquã, (29) Campanha Ocidental, (30) Campanha Central, (31) Campanha Meridional, (32) Serras de Sudeste, (33) Pelotas, (34) Jaguarão e (35) Litoral Lagunar

FIGURA 1 – Resíduos reduzidos ordenados do modelo geral para o nível das microrregiões e os respectivos intervalos de confiança (95%)

## 7. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

a) Em relação à análise da evolução da mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, pode-se dizer que:

- o coeficiente de mortalidade infantil vem apresentando tendência decrescente nos últimos anos, permanecendo abaixo da média nacional;
- a maior redução ocorreu no componente pós-neonatal (4,0%), seguida do neonatal (1,2%);
- as afecções originadas no período perinatal (54,10%) foram a principal causa de óbito infantil nos últimos cinco anos, seguida do grupo das malformações congênitas (20,26%);
- as afecções originadas no período perinatal (76,78%) também foram a principal causa de óbito neonatal, seguida do grupo das malformações congênitas (19,62%);
- as malformações (21,34%), seguida das doenças do aparelho respiratório (19,13%), foram as principais causas de óbito para o período pós-neonatal;
- em 2004, 20,3% dos óbitos infantis foram considerados evitáveis por adequado controle na gravidez e no parto;
- 46,62% da variação do coeficiente de mortalidade infantil são devido à variabilidade entre as microrregiões no RS;
- o tempo, a proporção de baixo peso ao nascer e a proporção de partos cesáreos na população foram os determinantes individuais que estiveram associados à mortalidade infantil;
- a cobertura de PSF, a taxa de pobreza, a taxa de leitos hospitalares por mil e hospitais por cem habitantes foram os determinantes contextuais associados à mortalidade infantil.

b) Em relação à análise da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul em 2003, pode-se dizer que:

- o uso vinculado (*linkage*) dos registros do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e Mortalidade (SIM) contribuiu na compreensão dos fatores associados à mortalidade neonatal;
- o coeficiente de mortalidade neonatal foi 8,19 para cada mil nascidos vivos, para o período de 01/01/2003 a 03/12/2003, enquanto que os coeficientes de mortalidade neonatal precoce e tardio foram 5,55‰ e 2,64‰ respectivamente;
- os principais determinantes individuais da mortalidade neonatal, ajustados para as outras variáveis, foram: baixo peso ao nascer, Apgar no 1º e 5º minuto, presença de anomalia congênita, prematuridade e parto cesáreo;
- a análise dos efeitos aleatórios do modelo multinível permitiu concluir que o reduzido, mas significativo, valor da correlação intraclasses (2,3%) indicou que a microrregião de residência tem menor impacto na ocorrência de óbito neonatal;
- a taxa de pobreza na população foi o único determinante atribuído ao nível contextual que se mostrou associado à mortalidade neonatal no modelo geral;
- a inclusão no modelo da taxa de pobreza das microrregiões, após a entrada das variáveis individuais, reduziu a variabilidade no nível contextual, ou seja, explicou cerca de 15% da variação na mortalidade neonatal;
- nascidos pré-termo se mostraram associados ao baixo peso, ao Apgar no 1º e 5º minuto, à presença de anomalia, ao parto cesáreo, ao número de consultas pré-natais e à taxa de abastecimento de água;
- a inclusão no modelo taxa de abastecimento de água das microrregiões, após a entrada das variáveis individuais, reduziu a variabilidade no nível contextual, ou seja, explicou cerca de 21% da variação na mortalidade neonatal;

c) De forma geral, é possível concluir que:

- a utilização de dados dos Sistemas de Informações disponíveis podem contribuir significativamente na compreensão dos fatores individuais e contextuais envolvidos na mortalidade infantil;
- apesar de promissoras, as taxas de mortalidade infantil e seus componentes ainda podem ser reduzidas por meio de ações específicas, principalmente aquelas direcionadas aos cuidados na gestação e assistência ao parto, visto que os óbitos por essas causas têm aumentado desde 2000;
- as diferenças entre as estimativas da modelagem clássica e multinível foram pequenas, mas os modelos multiníveis se mostraram capazes de identificar efeitos contextuais estatisticamente significativos, depois de controlados para as variáveis individuais;
- apesar das pequenas diferenças obtidas nas estimativas, o uso dos modelos multiníveis possibilitou uma maior compreensão da variabilidade nas taxas de mortalidade infantil entre as microrregiões ao longo dos anos;
- os resultados deste estudo proporcionam subsídios que podem contribuir no aperfeiçoamento de programas de saúde direcionados ao combate e redução da mortalidade infantil;
- algumas intervenções necessárias são simples, relativamente de baixo custo e capazes de atuar na promoção da saúde em grupos populacionais socialmente vulneráveis, assim como na prevenção primária e secundária de doenças mais prevalentes, como por exemplo, programas de orientação sexual com adolescentes, pré-natal qualificado, programas de acesso e humanização da atenção ao parto, programas de identificação de risco infantil e tratamento precoce de doenças (Programa de Atenção Integrada às Doenças Prevalentes na Infância), implantação adequada do Programa Nacional de Imunização e ampliação da cobertura do PSF, entre outras.

d) Algumas sugestões:

- outras variáveis relevantes deveriam ser incluídas na Declaração de Nascido Vivo e de Óbito, como o consumo de cigarros; a idade gestacional deveria ser registrada em escala contínua, para permitir uma estimativa mais adequada de nascidos pequenos para a idade gestacional (PIGs);
- os indicadores demográficos e socioeconômicos existentes deveriam também ser registrados para áreas geográficas menores, como bairros ou setores censitários;
- novos indicadores deveriam ser criados, como por exemplo, o efeito das organizações sociais nos bairros ou grupos específicos;
- devido à importância deste tema, sugere-se o desenvolvimento de outros estudos com abordagem multinível em áreas geográficas menores, tanto com enfoque na mortalidade infantil quanto na mortalidade materna, o que poderá contribuir significativamente para que o Rio Grande do Sul reduza ainda mais suas taxas de mortalidade;

Neste estudo, apesar das diferenças encontradas entre as análises clássicas e multiníveis terem sido de pequena magnitude, deve-se destacar a importância em se considerar, na análise estatística, a presença de estruturas hierárquicas, o que permite quantificar o efeito de cada nível no desfecho. Sendo assim, a combinação de medidas de variação e de associação, por meio das análises multiníveis, contribui na avaliação da importância dos efeitos contextuais e suas características.

Os modelos multiníveis, não necessariamente, produzirão resultados diferentes se comparados aos procedimentos tradicionais de análise estatística. Entretanto, em geral, tendem a produzir resultados mais acurados. Observou-se, na literatura revisada, que as diferenças entre as estimativas podem ser bem maiores do que as observadas nesta pesquisa, ou seja, em muitos casos, a modelagem por meio da análise clássica poderá gerar estimativas viesadas.

Portanto, diante dos benefícios estatísticos que se pode obter com a aplicação da metodologia de modelos multiníveis, apesar da maior complexidade metodológica, torna-se importante o confronto dos resultados dos dois enfoques de análise, principalmente se o maior interesse está voltado ao estudo de dados agrupados.

O desafio de enfrentar as dificuldades inerentes à metodologia de modelos multiníveis poderá revelar resultados inesperados e melhorar significativamente o ajuste dos modelos, aumentando a probabilidade de que os resultados encontrados sejam reproduzidos.

## **8. ANEXOS**

<b>ANEXO A – Projeto de Pesquisa .....</b>	<b>156</b>
<b>ANEXO B – Aprovação pelo Comitê de Ética e Pesquisa .....</b>	<b>175</b>
<b>ANEXO C – Formulário da Declaração de Nascido Vivo .....</b>	<b>178</b>
<b>ANEXO D – Formulário da Declaração de Óbito .....</b>	<b>181</b>
<b>ANEXO E – Classificação Internacional de Doenças (10ª Revisão) ....</b>	<b>186</b>
<b>ANEXO F – Classificação Internacional de Doenças (9ª Revisão) .....</b>	<b>191</b>
<b>ANEXO G – Definição das variáveis das microrregiões .....</b>	<b>196</b>
<b>ANEXO H – Função das variâncias do artigo 1 .....</b>	<b>199</b>

**ANEXO A – Projeto de Pesquisa**

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

**PROJETO DE DOUTORADO**

**MODELOS MULTINÍVEIS APLICADOS AO ESTUDO DA  
MORTALIDADE INFANTIL NO RIO GRANDE DO SUL,  
DE 1994 A 2004**

**Roselaine Ruviano Zanini – aluna do Doutorado**

**Orientador: Dr. João Riboldi**

**Co-orientador: Dra. Elsa Regina Justo Giugliani**

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	<b>159</b>
<b>2. JUSTIFICATIVA</b>	<b>161</b>
<b>3. HIPÓTESE</b>	<b>162</b>
<b>4. OBJETIVOS</b>	<b>162</b>
<b>5. MÉTODO</b>	<b>163</b>
<b>6. RESULTADOS ESPERADOS</b>	<b>170</b>
<b>7. CRONOGRAMA</b>	<b>172</b>
<b>8. LOCAL DE ORIGEM</b>	<b>172</b>
<b>9. LOCAL DE REALIZAÇÃO DA PESQUISA</b>	<b>172</b>
<b>10. FINANCIAMENTO</b>	<b>172</b>
<b>11. REFERÊNCIAS</b>	<b>173</b>

## 1. INTRODUÇÃO

A utilização adequada das estatísticas vitais é imprescindível no planejamento e avaliação das ações dos gestores em saúde. Dentre os indicadores de saúde, o Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) é considerado um dos mais eficientes sensores do desenvolvimento social e econômico de uma população (Victora 1994).

Ele expressa o risco de um nascido vivo morrer antes de completar um ano de vida, sendo obtido dividindo-se o número de óbitos de menores de um ano pelo número de nascidos vivos de uma determinada área e lugar (base de mil nascidos vivos). A mortalidade infantil também é um indicador de saúde pública que está diretamente relacionado às condições de vida de um país, sofrendo forte influência das condições sociais e econômicas da população. (MedStudents 2005).

Segundo dados da Organização Mundial da Saúde (OMS), a cada ano morrem cerca de 11 milhões de crianças no mundo, o que representa cerca de 30 mil mortes por dia, das quais 40% ocorrem no primeiro ano de vida. (Cidadania 2005).

O Ministério da Saúde registrou, no Brasil, em dois anos, uma queda de 8,7% da mortalidade infantil (de crianças com até 01 ano de idade) e de 7,3% da mortalidade neonatal (bebês com até 28 dias de vida). Em 2002, a taxa da mortalidade infantil foi de 25,2 por mil nascidos vivos, caindo para 23,1 em 2004. A taxa da mortalidade neonatal foi de 16,5 por mil nascidos vivos em 2002 e de 15,3 em 2004 (MS 2006).

As maiores reduções da mortalidade infantil ocorreram na região Sul. Entretanto, persistem diferentes níveis e declínios das taxas entre as regiões geográficas e entre subgrupos populacionais no interior das regiões e dos municípios.

No Brasil, a redução da taxa de mortalidade pode estar relacionada à ampliação dos serviços de saneamento básico e da oferta dos serviços do Sistema Único de Saúde (SUS), que proporcionaram melhor qualidade de vida e, conseqüentemente, impactos positivos na vida da população.

A morte de crianças menores de um ano é influenciada, diretamente, por condições de pré-natal, gravidez, história materna, conduta e doenças maternas, ruptura precoce de membrana, gemelaridade, idade materna, consangüinidade, procedimentos perinatais, mortalidade perinatal, condições e tipo de parto, síndrome da morte súbita, estado marital, intervalo entre partos, fatores interpartais, diferenças raciais materna e infantil, condições socioeconômicas, prematuridade, baixo peso ao nascer, malformações congênitas, mães portadoras do HIV e de outras doenças infecto contagiosas (Matteson 1998, Machado e Hill 2005).

Vários estudos investigam as características das mães e das crianças como fatores que elevam o risco de mortalidade infantil. Porém, freqüentemente, nas investigações epidemiológicas, indivíduos podem estar agrupados em níveis ou hierarquias, como por exemplo: médicos e seus pacientes ou indivíduos e as medidas em relação aos mesmos (Singer 1998) ou ainda, crianças e seu local de moradia.

Geralmente, a presença da hierarquia não é considerada na análise estatística dos dados. Metodologias que possibilitam a análise destas estruturas fazem parte de um campo promissor no desenvolvimento de novas pesquisas científicas, como por exemplo, os Modelos Multiníveis, desenvolvidos não com o objetivo de sobrepor métodos consolidados, mas para complementar e enriquecer estudos até então desenvolvidos.

Segundo Hox (1995), esses modelos surgiram para superar certas dificuldades de análise de estruturas hierárquicas e com presença de correlação intragrupo. Nesses casos, raramente, as unidades do mesmo grupo são independentes entre si em relação ao desfecho, pois compartilham um mesmo ambiente ou apresentam características semelhantes. É possível, também, a modelagem da estrutura de variância em cada nível de hierarquia (Goldstein 1995).

Este trabalho pretende expandir a compreensão sobre um tema muito importante para a saúde pública – a mortalidade infantil –, desenvolvendo um estudo que considere o nível de hierarquia natural existente nessa situação, ou seja, levando em conta que as crianças são afetadas por características

individuais e também por características do contexto ou locais nos quais elas vivem, investigando, detalhadamente, esse relacionamento.

## **2. JUSTIFICATIVA**

De acordo com o relatório “Um Brasil para as Crianças”, documento da Rede de Monitoramento, lançado em agosto de 2004, para cumprir o objetivo da redução da mortalidade infantil é necessário baixar o número de óbitos para 19,8 por mil, em 2010. (Cidadania 2005).

O coeficiente de mortalidade infantil no Rio Grande do Sul apresentou um sensível decréscimo nos últimos anos. Segundo a Secretaria Estadual da Saúde (SES/RS 2005b), o índice que era de 15,9 (para cada mil nascidos vivos) em 2003 passou para 15,2 em 2004. Entretanto, o índice considerado aceitável pela Organização Mundial de Saúde (OMS) é de 10 mortes/mil nascimentos.

Apesar das quedas nas taxas, persistem diferentes níveis e padrões de declínio entre as regiões geográficas e entre subgrupos populacionais no interior das regiões, estados e municípios (Paim 1993 e Simões 1995).

Ainda, segundo Leyland (2003), as diferenças regionais na incidência da mortalidade infantil podem refletir diferenças na composição da população e no sucesso dos programas locais de promoção de saúde. A incidência da mortalidade infantil varia entre os indivíduos (algumas crianças, mas não todas, morrem antes de completar um ano de vida) e entre os municípios, sugerindo que a variação ocorre tanto a nível individual quanto a nível contextual.

O interesse dos efeitos contextuais ou características locais aumentou nos últimos anos. Muitos estudos têm apresentado estratégias analíticas que consideram a natureza hierárquica dos dados, na qual, por exemplo, indivíduos estejam agrupados em áreas, regiões, municípios, etc. (Pickett 2001).

Segundo Sastry (1996), as características da comunidade exercem um papel importante nos determinantes da mortalidade, destacando-se dois deles: o primeiro é que podem influenciar diferenças na mortalidade entre

áreas; o segundo é que podem agravar ou atenuar diferenças na mortalidade baseadas em atributos socioeconômicos da família, ou seja, pela interação entre os atributos familiares e as características da comunidade.

A metodologia de análise multinível, inicialmente desenvolvida na área educacional, tem despertado grande interesse nos pesquisadores dos serviços de saúde, nos epidemiologistas e nos profissionais envolvidos com a saúde pública, sendo crescente na literatura relacionada ao estudo da mortalidade geral (Subramanian 2005, Roos 2004) e da mortalidade infantil (Das Gupta 1990, Curtis et al. 1993, Sastry 1997, Matteson 1998).

Porém, a maioria deles tem investigado o efeito de agrupamento ao nível da família, sendo raros os estudos que investigam a correlação entre crianças que moram na mesma comunidade.

Nenhum estudo publicado até o momento explorou os determinantes da mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, sob o enfoque de análise de regressão multinível.

Esse estudo pode ampliar a compreensão dos elementos da estrutura relacionada à mortalidade infantil, detectar necessidades em diferentes subgrupos populacionais e contribuir com os setores específicos num planejamento efetivo, justificando-se, assim, sua importância e relevância.

### **3. HIPÓTESE**

Incluir variáveis a nível individual e da comunidade, num modelo multinível para a mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, pode possibilitar a identificação de fatores associados que não o seriam, caso a hierarquia existente nos dados não seja considerada.

### **4. OBJETIVOS**

#### **Objetivo geral**

Este trabalho tem o objetivo de realizar um estudo sobre a mortalidade infantil no período de 1994 a 2004, considerando as 35

microrregiões que subdividem o Rio Grande do Sul, utilizando a Metodologia de Modelos Multiníveis.

### **Objetivos específicos**

- a) analisar as tendências da mortalidade infantil;
- b) avaliar a evolução da mortalidade infantil proporcional por causas evitáveis, não-evitáveis e mal definidas;
- c) verificar como se comporta a variação dos coeficientes de mortalidade infantil ao longo do período considerado;
- d) medir a magnitude da variação da mortalidade infantil entre as microrregiões do RS;
- e) identificar as principais características da mortalidade infantil (neonatal e pós-neonatal);
- f) desenvolver e testar um modelo multinível para a mortalidade neonatal, incluindo características individuais juntamente com características contextuais ao nível das microrregiões do RS, no ano de 2003.
- g) comparar os resultados obtidos pelo ajuste dos modelos de Regressão Clássica com os modelos de Regressão Multinível (2 níveis).

## **5. MÉTODO**

### **5.1 Delineamento**

Estudo de coorte retrospectivo.

### **5.2 População**

Será considerada como a população de estudo o conjunto de 149.165 nascidos vivos, com Declaração de Nascido Vivo preenchida, filhos de mulheres residentes no Rio Grande do Sul em 2003.

#### **5.2.1 Critérios de inclusão**

Serão incluídos todos os nascidos vivos no período de 01/01/2003 a 03/12/2003. Também farão parte dessa coorte, os 1.461 óbitos ocorridos em

crianças com menos de 28 dias de vida (óbito neonatal), originados desses nascidos vivos e com Declaração de Óbito preenchida.

### **5.2.2 Critérios de exclusão**

Serão excluídas as 22 crianças que morreram em 2003 no período neonatal, mas que nasceram em 2002, por não pertencerem a essa mesma coorte. Também serão excluídas as 10.569 crianças que nasceram de 04 a 31 de dezembro de 2003, devido a não publicação das informações sobre mortalidade no ano de 2004 pelo DATASUS, impossibilitando o acompanhamento das mesmas no período neonatal.

## **5.3 Variáveis consideradas**

### **5.3.1 Desfechos**

Serão considerados dois desfechos. Um deles é o coeficiente de mortalidade infantil (CMI), expresso como o número de óbitos por mil crianças nascidas vivas. Por definição, é classificado em mortalidade neonatal, que compreende os óbitos de menores de 28 dias e mortalidade infantil tardia ou pós-neonatal, quando os óbitos ocorrem em crianças de 28 a 364 dias de vida.

A mortalidade neonatal, ainda se subdivide em neonatal precoce (do nascimento até 6 dias) e neonatal tardia (de 7 a 27 dias). Adotou-se essa subdivisão em função da observação de que esses períodos apresentam causas de morte bastante específicas. Enquanto as mortes neonatais são, na quase totalidade, devidos às chamadas causas perinatais (prematuridade, problemas no parto, anomalias congênitas), a mortalidade infantil tardia deve-se fundamentalmente a causas ligadas a fatores ambientais, tais como as doenças infecciosas e a desnutrição (Peixoto 2004).

O outro desfecho considerado será a ocorrência ou não do óbito antes de completar 28 dias de vida, entre todos os nascidos vivos em 2003.

Serão considerados, de acordo com a Décima Revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10), os grupos de causas de óbitos (MS 2005):

#### I Evitáveis

1. Redutíveis por imunoprevenção;
2. Redutíveis por adequado controle na gravidez;
3. Redutíveis por adequada atenção ao parto;
4. Redutíveis por ações de prevenção, diagnóstico e tratamento precoces:
  - 4.2 Doenças das glândulas endócrinas e metabolismo;
  - 4.3 Doenças do sistema nervoso e dos órgãos dos sentidos;
  - 4.4. Doenças do aparelho circulatório;
  - 4.5. Doenças do aparelho respiratório;
  - 4.6 Afecções perinatais;
  - 4.7 Causas externas;
  - 4.8 Outras reduzíveis por diagnóstico e tratamento precoces;
5. Redutíveis por intermédio de parcerias com outros setores;

#### II. Não evitáveis

#### III. Mal definidas

#### IV. Não-classificadas

Também serão analisados os quatro principais grupos de causas “doenças perinatais” (códigos P00-P96), “anomalias congênitas” (códigos Q00-Q99), “diarréia-pneumonia-desnutrição” (códigos A00-A09, J12-J18, E40-E64). As doenças que não se enquadraram nessa classificação foram incluídas na categoria “outras causas” (Caldeira et al. 2005).

### **5.3.2 Variáveis preditoras**

Serão considerados dois tipos de variáveis preditoras ou explanatórias: as de nível individual (relacionadas à criança ou à mãe) e as de nível contextual (relacionadas às microrregiões onde as crianças residem).

### 5.3.2.1 Variáveis consideradas ao nível individual (nível 1)

- a) local de ocorrência do nascimento (hospital, via pública, domicílio, outro);
- b) idade da mãe (anos);
- c) escolaridade da mãe, em anos de estudos concluídos (nenhum, 1 a 3, 4 a 7, 5 a 11, 12 e mais);
- d) ocupação da mãe (conforme a Classificação Brasileira de Ocupações – CBO)
- e) número de filhos vivos;
- f) número de filhos mortos;
- g) duração da gestação, em semanas (menos de 22, de 22 a 27, de 28 a 31, de 32 a 36, de 37 a 41, 42 e mais);
- h) tipo de gravidez (única, dupla, tripla e mais);
- i) tipo de parto (vaginal, cesáreo);
- j) número de consultas pré-natal (nenhuma, 1 a 3, 4 a 6, 7 e mais);
- k) sexo (masculino, feminino);
- l) Apgar no 1º minuto (0 a 10);
- m) Apgar no 5º minuto (0 a 10);
- n) raça/cor (branca, preta, amarela, parda, indígena);
- o) peso ao nascer (g);
- p) presença de anomalia (sim, não);
- q) tipo de anomalia (de acordo com a CID-10).

### 5.3.2.2 Variáveis consideradas ao nível das microrregiões (nível 2)

A escolha das variáveis contextuais é uma etapa importante no processo da modelagem. Segundo Hox (1995), se as razões teóricas não são consistentes, pode-se usar um procedimento exploratório para selecionar um modelo. O mais recomendado é iniciar com o modelo mais simples possível (modelo de intercepto aleatório), incluindo as outras variáveis progressivamente..

Ao final de cada etapa os resultados serão avaliados para verificar a significância dos parâmetros e qual a variação devido a cada nível

considerado. As variáveis preditoras também serão consideradas porque refletem o contexto socioeconômico e demográfico das microrregiões, sendo destacadas na literatura como importantes determinantes da mortalidade infantil.

Assim, os critérios utilizados para a inclusão das variáveis preditoras nos modelos testados serão:

- a) o referencial teórico pesquisado;
- b) o nível de significância dos parâmetros estimados;

As variáveis a seguir serão testadas nos modelos, ao nível das microrregiões, de acordo com o tipo de indicador:

#### I Demográficos

1. taxa de urbanização: proporção da população residente em áreas urbanas;
2. expectativa de vida ao nascer: número médio de anos que as pessoas viveriam a partir do nascimento;
3. fecundidade (número médio de crianças por mulher ao longo do seu período reprodutivo);

#### II Socioeconômicos

1. taxa de analfabetismo: percentual das pessoas com 15 anos ou mais de idade incapazes de ler ou escrever um bilhete simples;
2. média de anos de estudo;
3. Produto Interno Bruto (PIB) per capita;
4. taxa de pobreza: percentual da população com renda domiciliar per capita inferior a meio salário mínimo, em determinado local e período;
5. densidade nos domicílios: percentual de pessoas que vivem em domicílios com densidade superior a 2, dada pela razão entre o total de moradores do domicílio e o número total de cômodos do mesmo, excluídos o(s) banheiro(s) e mais um cômodo, destinado à cozinha;
6. taxa de homicídios;

7. taxa de internação por agressões;
8. taxa de participação: percentual da população economicamente ativa entre a população em idade de trabalhar.

### III Cobertura

1. imunização no primeiro ano de vida (BCG, sarampo);
2. cobertura no Programa de Saúde da Família (PSF);
3. abastecimento de água: proporção de domicílios particulares permanentes com abastecimento de água por rede geral;
4. saneamento: cobertura de esgotamento sanitário;
5. taxa de partos cesáreos na população;
6. cobertura de consultas pré-natal: proporção de gestantes com 7 ou mais consultas de pré-natal;
7. cobertura de saúde suplementar: percentual de beneficiários de assistência médica por local de residência;

### IV Mortalidade

1. taxa de mortalidade infantil: probabilidade de uma criança morrer antes de completar um ano de vida, expresso por mil crianças nascidas vivas;

### V Recursos

1. proporção de médicos residentes por mil habitantes (razão entre o total de médicos que moram no município e o total de habitantes deste município vezes mil, incluindo médicos residentes);
2. taxa de leitos hospitalares por mil habitantes;
3. valor despendido com atenção básica: transferências referentes à atenção básica, efetuadas aos municípios e estados em gestão semiplena, plena de assistência municipal e plena de assistência básica, estipulado pela Comissão Intergestores Bipartite do estado, homologado pela SAS - Secretaria de Assistência à Saúde e publicado no Diário Oficial da União. Não estão contempladas neste grupo as transferências relativas a Ações Estratégicas, mesmo que de Atenção Básica.

#### **5.4 Fonte de dados**

A base de dados secundários utilizada nesse estudo faz parte dos registros do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM), disponíveis no DATASUS, para o Rio Grande do Sul, de 1994 a 2004.

Esses bancos de dados contêm informações provenientes das Declarações de Nascidos Vivos (DN) e das Declarações de Óbitos (DO), importantes para as análises com enfoque na mortalidade infantil.

As variáveis ao nível das microrregiões serão obtidas nas bases de dados disponíveis no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); no DATASUS: Programa Nacional de Imunização (PNI), Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB), Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS); no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); na Fundação de Economia e Estatística (FEE); no Sistema Nacional de Indicadores Urbanos (SNIU) e no Atlas Sócio-Econômico do Rio Grande do Sul.

#### **5.5 Análise estatística**

Considerando que os dados apresentam uma estrutura hierárquica multinível (2 níveis), para atingir os objetivos desse estudo, serão utilizados os procedimentos de modelagem de Regressão Clássica e de Regressão Multinível, com coeficientes fixos e aleatórios, buscando investigar as variações na mortalidade infantil existentes entre as microrregiões do RS.

Para analisar as variações na tendência da mortalidade infantil será ajustado um modelo de Regressão Clássico e um modelo de Regressão Multinível, considerando: tempo (nível 1) e microrregiões (nível 2).

O banco de dados de nascidos vivos será vinculado ao banco de dados de mortalidade a fim de identificar os nascidos vivos que evoluíram para óbito neonatal. Os campos: código do município, data de nascimento, sexo, peso ao nascer, idade da mãe, tipo de parto e de gravidez serão utilizados para realizar o emparelhamento da DN com a respectiva DO.

A técnica de *linkage* dos sistemas oficiais de informações de nascimento e mortalidade tem se mostrado viável para a realização de estudos de coorte em mortalidade neonatal, principalmente nas localidades que possuem uma excelente cobertura, como ocorre no RS.

Para analisar o desfecho binário, serão ajustados um modelo de Regressão Logística Clássico e um modelo de Regressão Logística Multinível, considerando as variáveis contextuais investigadas. Nesse caso serão considerados: óbitos neonatais ou não (nível 1) e microrregiões (nível 2).

Posteriormente, para os dois desfechos, os resultados obtidos na modelagem clássica serão comparados com os obtidos na modelagem multinível, para confrontar a hipótese levantada.

As análises estatísticas serão desenvolvidas com o auxílio dos aplicativos computacionais: MLwiN 2.02, Statistica 7.0 e SAS 9.1.3.

### **5.6 Aspectos éticos**

Essa pesquisa utilizará os registros de dados provenientes do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), disponíveis no DATASUS, no qual há o comprometimento com a privacidade e a confidencialidade dos dados, preservando-se, integralmente, o anonimato dos indivíduos da pesquisa.

## **6. RESULTADOS ESPERADOS**

As discussões de análise multinível não são comuns em Epidemiologia, embora seja importante a determinação de múltiplos níveis no estudo das doenças. Um aspecto importante ao se desenvolver estudos incorporando variáveis ao nível do grupo é que eles fornecem informações que não são capturadas ao nível individual, proporcionando a idéia de que fatores que operam ao nível de grupo ou sociedade afetam a saúde de indivíduos dentro deles (Diez-Roux 1998).

Os Modelos Multiníveis apresentam algumas vantagens em comparação à análise clássica, produzindo erros padrão, intervalos de

confiança, testes de hipóteses corretos. Além disso, incorporam variáveis explicativas no respectivo nível em que foram medidas, possibilitando maior rigor no estudo do seu impacto e da contribuição de cada nível para a variabilidade total, além de possibilitar a análise nos casos em que faltam algumas medidas dos pacientes. Esta é uma técnica adequada para analisar e investigar variações nas características dos indivíduos (Cervini 2001).

A grande flexibilidade oferecida pelos Modelos Multiníveis, em termos de modelagem de estrutura de variância em função das variáveis explanatórias, permite a análise de dados cuja variância não é homogênea, explorando detalhadamente seu comportamento (Barros 2002).

Sendo assim, espera-se contribuir para a divulgação da Metodologia de Modelos Multiníveis, na área da Saúde, com aplicação específica no caso de mortalidade infantil.

Além disso, espera-se maior embasamento científico nesta área, buscando os principais elementos envolvidos na mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, propondo ampla divulgação dos mesmos, por meio da adequação e implementação de novos projetos.

Os resultados obtidos poderão levantar questões importantes observadas em indivíduos que vivem sob diferentes condições ambientais, hábitos e regiões, para:

- 1) ampliar a compreensão dos elementos da estrutura relacionada à mortalidade infantil;
- 2) identificar grupos expostos a diferentes fatores de risco;
- 3) detectar necessidades de saúde em diferentes subgrupos populacionais, com objetivo de subsidiar intervenções voltadas para a redução do risco de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal;
- 4) alertar aos setores responsáveis para que medidas preventivas sejam efetivamente planejadas e desenvolvidas, com resultados significativos, adequados para a realidade regional;
- 5) divulgar e incentivar o uso da Metodologia de Modelos Multiníveis na área da Saúde.

## 7. CRONOGRAMA

ATIVIDADE	PERÍODO
Pesquisa bibliográfica	abril/2004 a março/2005
Revisão da literatura	agosto/2004 a dezembro/2005
Elaboração e apresentação do ante-projeto	outubro/2004 a julho/2005
Defesa de projeto	novembro/2005
Coleta e preparação do banco de dados	julho a dezembro/2005
Análise estatística dos dados e interpretação dos resultados	novembro/2005 a maio/2006
Redação dos artigos científicos	outubro/2005 a setembro/2006
Encaminhamento à comissão do PPGE	setembro/2006
Apresentação preliminar	outubro/2006
Defesa da tese e encaminhamento das publicações	dezembro/2006

## 8. LOCAL DE ORIGEM

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

## 9. LOCAL DE REALIZAÇÃO DA PESQUISA

Este projeto será desenvolvido no Programa de Pós-graduação em Epidemiologia, da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

## 10. FINANCIAMENTO

Este projeto não dispõe de recursos financeiros para sua execução. Todas as despesas para a execução do mesmo ficarão sob a responsabilidade dos pesquisadores envolvidos.

## 11. REFERÊNCIAS

- Barros AJD. Modelos multinível: primeiros passos. <http://www.pjeventos.com.br/epi2002/Index2.htm>. (acessado em 07/Maio/2002).
- Caldeira AP, Franca E, Perpetuo IH, Goulart EM. Trends in avoidable causes of infant mortality in Belo Horizonte, Brazil, 1984 to 1998. *Rev Saude Publica* 2005; 39(1):67-74.
- Cidadania. Brasil precisa reduzir em 29% as mortes de crianças e em 39% os óbitos de mães até 2010. [http://www.cidadania.org.br/conteudo.asp?conteudo\\_id=4812&secao\\_id=103](http://www.cidadania.org.br/conteudo.asp?conteudo_id=4812&secao_id=103). (acessado em 10/Mai/2005).
- Cervini R. Efecto de la “oportunidad de aprender” sobre el logro en matemáticas en la educación básica argentina. *Revista Electrônica de Investigación Educativa*, v.3, n.2. <http://redie.ens.uabc.mx/vol3no2/contenido-cervini.html>. (acessado em 20/Set/2002).
- Curtis SL, Diamond I, Mc Donald JW. Birth interval and family effects on postneonatal mortality in Brazil. *Demography* 1993; 30(1):33-43.
- Das Gupta M. Death clustering, mothers' education and determinants of child mortality in rural Punjab, India. *Population Studies* 1990; 44:489-505.
- Diez-Roux AV. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *Am J Public Health* 1998; 88:216-222.
- Goldstein H. *Multilevel statistical models*. London: Edward Arnold; 1995.
- Hox JJ. *Applied multilevel analysis*. Amsterdam: TT-Publikaties; 1995.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. [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/Mai/2005).
- Lansky S, França E, Leal MC. Mortalidade perinatal e evitabilidade: revisão da literatura. *Rev Saude Publica* 2002; 36:759-772.
- Leyland AH, Groenewegen PP. Multilevel modelling and public health policy. *Scandinavian Journal of Public Health* 2003; 31(4):267-274.
- Machado CJ. A literature review of record linkage procedures focusing on infant health outcomes. *Cad Saude Publica* 2004; 20(2):362-371.

Matteson DW, Burr JÁ, Marshall JR. Infant mortality: a multi-level analysis of individual and community risk factors 1998; *Soc Sci Med* 47(11):1841-1854

Medstudents. Mortalidade Infantil: Causas e Fatores de Risco. Um Estudo Bibliográfico.

<http://www.medstudents.com.br/original/original/mortinf/mortinf.htm>.  
(acessado em 20/Abril/2005).

Ministério da Saúde – DATASUS: Mortalidade - Lista de Óbitos Evitáveis.

<http://www.datasus.gov.br/cgi/sim/obtevit.htm> (acessado em 20/Março/2005).

Ministério da Saúde – Notícias.

[http://portal.saude.gov.br/portal/aplicacoes/noticias/noticias\\_detalhe.cfm?co\\_seq\\_noticia=24288](http://portal.saude.gov.br/portal/aplicacoes/noticias/noticias_detalhe.cfm?co_seq_noticia=24288) (acessado em 05/Abril/2006).

Peixoto HCG. A Mortalidade Infantil em Santa Catarina. Relatório da Secretaria Estadual de Saúde de Santa Catarina. Santa Catarina. 2004.

Pickett KE, Pearl M. Multilevel analyses of neighborhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. *J Epidemiol Community Health* 2001; 55:111-22.

Roos LL, Magoon J, Gupta S, Chateau D, Veugelers PJ. Socioeconomic determinants of mortality in two Canadian provinces: multilevel modelling and neighborhood context. *Soc Sci Med* 2004; 59(7):1435-1447.

Sastry N. Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil. *Demography* 1996; 33(2):211-229.

Sastry N. A nested frailty model for survival data, with an application to the study of child survival in northeast Brazil. *Journal of the American Statistical Association* 1997; 92(438):426-435.

Singer JD. Using SAS PROC MIXED to fit multilevel models, hierarchical models, and individual growth models. *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 1998; 24(4):323-355.

Subramanian SV, Chen JT, Rehkopf DH, Waterman PD, Krieger N. Racial disparities in context: a multilevel analysis of neighborhood variations in poverty and excess mortality among black populations in Massachusetts. *Am J Public Health* 2005; 95(2):260-265.

**ANEXO B – Aprovação pelo Comitê de Ética e Pesquisa**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE MEDICINA**

**COMISSÃO DE PESQUISA**

**PARECER**

**RELATO**

*Trata-se de projeto de pesquisa intitulado "MODELOS MULTINÍVEIS APLICADOS AO ESTUDO DA MORTALIDADE INFANTIL NO RIO GRANDE DO SUL, DE 1996 A 2002" que será coordenado pela Prof. Dr. João Riboldi, na orientação da aluna de doutorado do PPG em Epidemiologia desta Universidade, Roselaine Ruviaro Zanini.*

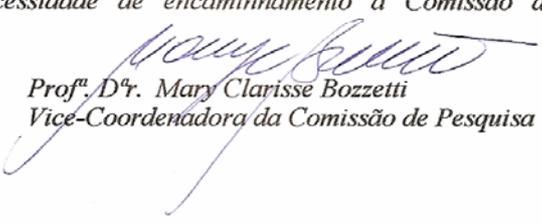
**ANÁLISE**

*O projeto tem o objetivo de realizar um estudo sobre a mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, de 1996 a 2002, utilizando a Metodologia de Modelos Multiníveis. O estudo utilizará as bases de dados sobre nascidos vivos e de mortalidade disponíveis pelo Ministério da Saúde no Datasus. Este está adequado metodologicamente, incluindo a proposta de análise estatística.*

*Como são dados secundários, os quais fazem parte de um banco de dados disponibilizado eletronicamente para utilização do público interessado, sugiro aos autores incluir um documento indicando que os dados advirão de um banco com dados não identificado e disponibilizado para utilização pública.*

**CONCLUSÃO**

*Com a inclusão deste documento solicitado por esta Comissão o projeto estará adequado para execução, sem necessidade de encaminhamento à Comissão de Ética desta Universidade.*

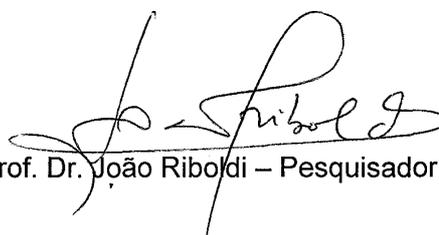
  
Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Mary Clarisse Bozzetti  
Vice-Coordenadora da Comissão de Pesquisa

Porto Alegre, 17 de abril de 2006.

**DISPENSA DE TERMO DE CONSENTIMENTO INFORMADO:  
USO DE DADOS SECUNDÁRIOS**

Os pesquisadores envolvidos neste estudo declaram que serão usados, como fonte de informações, os registros de dados secundários não identificados, provenientes dos Sistemas de Informações Sobre Nascidos Vivos e Mortalidade - SINASC e SIM, respectivamente, disponíveis eletronicamente no Datasus, no período de 1994 a 2004.

Sem mais para o momento, atentamente



Prof. Dr. João Riboldi – Pesquisador Responsável

**ANEXO C – Formulário da Declaração de Nascido Vivo (DN)**

TABELA 4 – Declaração de Nascido Vivo (DN)

Os campos dos arquivos são os seguintes:

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

TABELA 4 – Declaração de Nascido Vivo (continuação)

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 do 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	(C04)	Código de malformação congênita ou anomalia cromossômica, de acordo com a CID-10

**ANEXO D – Formulário da Declaração de Óbito (DO)**

TABELA 5 – Declaração de Óbito (DO)

Os campos dos arquivos são os seguintes:

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

TABELA 5 – Declaração de Óbito (continuação)

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

TABELA 5 – Declaração de Óbito (continuação)

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

TABELA 5 – Declaração de Óbito (continuação)

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

**ANEXO E – Classificação Internacional de Doenças (10ª Revisão)**

QUADRO 1 – Classificação Internacional de Doenças de causas evitáveis, não evitáveis, mal definidas e não classificadas – 10ª revisão

Capítulo	Grupo de causas	Códigos CID-10
<b>Redutíveis por imunoprevenção</b>		
I	Tuberculose; tétano do recém-nascido; outros tipos de tétano; difteria; coqueluche; poliomielite aguda; varicela; sarampo; hepatite aguda B; meningite por Haemophilus; síndrome da rubéola congênita	A15-A19, A33, A35-A37, A80, B01, B05, B16, G00.0, P35.0
<b>Redutíveis por adequado controle na gravidez</b>		
I	Sífilis congênita	A50
XVI	Feto e recém-nascido afetados por afecções maternas, não obrigatoriamente relacionadas com a gravidez atual; feto e recém-nascido afetados por complicações maternas da gravidez; feto e recém-nascido afetados por influências nocivas transmitidas ao feto via placenta ou leite materno; crescimento fetal retardado e desnutrição fetal; transtornos relacionados com a gestação de curta duração e peso baixo ao nascer, não classificados em outra parte; isomunização Rh do feto e do recém-nascido; isomunização ABO do feto e do recém-nascido	P00-P01, P04-P05, P07, P55.0-P55.1
<b>Redutíveis por adequada atenção ao parto</b>		
XVI	Feto e recém-nascido afetados por complicações da placenta, do cordão umbilical e das membranas; feto e recém-nascido afetado por outras complicações do trabalho de parto e do parto; transtornos relacionados com a gestação prolongada e peso elevado ao nascer; traumatismo de parto; hipóxia intra-uterina; asfixia ao nascer	P02-P03, P08, P10-P15, P20-P21
<b>Redutíveis por ações de prevenção, diagnóstico e tratamento precoces</b>		
I	Outras doenças bacterianas (exceto tétano do recém-nascido, outros tipos de tétano, difteria, coqueluche e síndrome de Waterhouse-Friderichsen); outras doenças por espiroquetas; outras doenças causadas por clamídias; infecções virais do sistema nervoso central (exceto poliomielite aguda e raiva); infecções virais caracterizadas por lesões da pele e mucosas (exceto varicela e sarampo); micoses	A30-A32, A34, A38, A39.0, A39.2-A49, A65-A74, A81, A83-A89, B00, B02-B04, B06-B09, B35-B49
III	Doenças do sangue e dos órgãos hematopoéticos e alguns transtornos imunitários (exceto anemia por deficiência de ferro não especificada, anemia por deficiência de folato não especificada, anemia por deficiência de proteínas, anemia escorbútica e alguns transtornos que comprometem o mecanismo imunitário)	D50.0-D50.8, D51.0-D52.8, D53.1, D53.8-D53.9, D55-D77
V	Retardo mental; transtornos globais do desenvolvimento	F70-F79, F84
IV	Doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas (exceto desnutrição e outras deficiências nutricionais)	E00-E35, E65-E90
VI	Doenças inflamatórias do sistema nervoso central (exceto meningite por haemophilus, meningite em doenças bacterianas classificadas em outra parte, meningite em outras doenças infecciosas e parasitárias classificadas em outra parte, encefalite, mielite e encefalomielite em doenças classificadas em outra parte, abscesso e granuloma intracranianos e intraspinais em doenças classificadas em outra parte); ataxia hereditária; transtornos episódicos e paroxísticos; transtornos dos nervos, das raízes e dos plexos nervosos; polineuropatias e outros transtornos do sistema nervoso periférico; doenças da junção mioneural e dos músculos; paralisia cerebral e outras síndromes paralíticas; outros transtornos do sistema nervoso	G00.1-G00.9, G03-G04, G06, G08-G09, G11, G40-G99

Fonte: Portaria nº 723/GM

**QUADRO 1 – Classificação Internacional de Doenças de causas evitáveis, não evitáveis, mal definidas e não classificadas – 10ª revisão (continuação)**

VII	Doenças do olho e anexos	H00-H59
VIII	Doenças do ouvido e da apófise mastóide	H60-H95
IX	Doenças do aparelho circulatório (exceto outros transtornos do aparelho circulatório em doenças classificadas em outra parte)	I00-I97, I99
X	Doenças do aparelho respiratório (exceto influenza devida a vírus da influenza identificado e influenza devida a vírus não identificado)	J00-J06, J12-J99
XI	Doenças do aparelho digestivo	K00-K93
XII	Doenças da pele e do tecido subcutâneo	L00-L99
XIII	Doenças do sistema osteomuscular e do tecido conjuntivo (exceto doença de Kienbock do adulto)	M00-M93.0, M93.2-M99
XIV	Doenças do aparelho geniturinário	N00-N99
XVI	Transtornos respiratórios e cardiovasculares específicos do período perinatal (exceto hipóxia intra-uterina, asfixia ao nascer e desconforto respiratório do recém-nascido); infecções específicas do período perinatal (exceto síndrome da rubéola congênita); transtornos hemorrágicos e hemotológicos do feto ou do recém-nascido (exceto isoimunização Rh do feto e do recém-nascido e isoimunização ABO do feto e do recém-nascido); transtornos endócrinos e metabólicos transitórios específicos do feto e do recém-nascido; transtornos do aparelho digestivo do feto ou do recém-nascido; afecções que comprometem o tegumento e a regulação térmica do feto e do recém-nascido; reações e intoxicações devidas a drogas administradas ao feto e ao recém-nascido; sintomas de abstinência do uso de drogas terapêutica no recém-nascido	P23-P29, P35.1-P54.9, P55.8-P61, P70-P83, P93, P96.2
XX	Complicações de assistência médica e cirúrgica; seqüelas de causas externas de morbidade e de mortalidade; fatores suplementares relacionados com as causas de morbidade e de mortalidade classificados em outra parte	Y40-Y98
<b>Redutíveis através de parcerias com outros setores</b>		
I	Doenças infecciosas intestinais; algumas doenças bacterianas zoonóticas; rickettsioses; raiva; febres por arbovírus e febres hemorrágicas virais; doenças pelo vírus da imunodeficiência humana; outras doenças por vírus; doenças devidas a protozoários; helmintíases; pediculose, acariase e outras infestações; seqüelas de doenças infecciosas e parasitárias; outras doenças infecciosas	A00-A09, A20-A28, A75-A79, A82, A90-A99, B20-B34, B50-B94, B99
II	Neoplasias [tumores]	C00-D48
III	Anemia por deficiência de ferro não especificada; anemia por deficiência de folato não especificada; anemia por deficiência de proteínas; anemia escorbútica	D50.9, D52.9, D53.0, D53.2
IV	Desnutrição e outras deficiência nutricionais	E40-E64

Fonte: Portaria nº 723/GM

**QUADRO 1 – Classificação Internacional de Doenças de causas evitáveis, não evitáveis, mal definidas e não classificadas – 10ª revisão (continuação)**

XVII	Malformações congênitas do olho, do ouvido, da face e do pescoço; malformações congênitas do aparelho circulatório; malformações congênitas do nariz; lobo pulmonar supranumerário; seqüestro pulmonar; bronquectasia congênita; tecido ectópico intrapulmonar; malformação congênita não especificada do pulmão; outras malformações congênitas do aparelho circulatório (exceto as não especificadas); fenda labial e fenda palatina; outras malformações congênitas do aparelho digestivo (exceto agenesia, aplasia e hipoplasia do pâncreas, pâncreas anular, cisto pancreático congênito, outras malformações congênitas do pâncreas e do duto pancreático e malformação congênita não especificada do aparelho digestivo); malformações congênitas dos órgãos genitais; malformações congênitas do aparelho urinário; malformações e deformidades congênitas do sistema osteomuscular; outras malformações congênitas (exceto malformações congênitas múltiplas não classificadas em outra parte, outras malformações congênitas especificadas e malformações congênitas não especificadas)	Q10-Q30, Q33.1-Q33.2, Q33.4-Q33.5, Q33.9, Q34.0-Q34.8, Q35-Q44, Q45.8, Q50-Q89.4
XIX	Lesões, envenenamento e algumas outras conseqüências de causas externas (não utilizadas em mortalidade)	S00-T98
XX	Acidentes de transporte; outras causas externas de traumatismos acidentais; agressões; eventos cuja intenção é indeterminada; intervenções legais e operações de guerra	V00-X59, X85-Y36
<b>Não evitáveis</b>		
I	Síndrome de Waterhouse-Friderichsen; infecções de transmissão predominantemente sexual (exceto sífilis congênita); hepatite viral (exceto hepatite aguda B)	A39.1, A51-A64, B15, B17-B19
III	Alguns transtornos que comprometem o mecanismo imunitário	D80-D89
VI	Atrofias sistêmicas que afetam principalmente o sistema nervoso central (exceto ataxia hereditária); doenças extrapiramidais e transtornos dos movimentos; outras doenças degenerativas do sistema nervoso; doenças desmielinizantes do sistema nervoso central	G10, G12-G37
X	Influenza devida a vírus da influenza identificado; influenza devida a vírus não identificado	J10-J11
XVI	Desconforto respiratório do recém-nascido	P22
XVII	Malformações congênitas do sistema nervoso; malformações congênitas da laringe; malformações congênitas da traquéia e dos brônquios; pulmão cístico congênito; agenesia do pulmão; hipoplasia e displasia do pulmão; outras malformações congênitas do pulmão; malformações congênitas não especificadas do aparelho respiratório; outras malformações congênitas do aparelho digestivo (exceto as especificadas); malformações congênitas múltiplas não classificadas em outra parte; outras malformações congênitas especificadas; malformações congênitas não especificadas; anomalias cromossômicas não classificadas em outra parte	Q00-Q07, Q31-Q33.0, Q33.3, Q33.6-Q33.8, Q34.9, Q45.0-Q45.3, Q45.9, Q89.7-Q89.9, Q90-Q99
XVIII	Síndrome da morte súbita na infância	R95

Fonte: Portaria nº 723/GM

**QUADRO 1 – Classificação Internacional de Doenças de causas evitáveis, não evitáveis, mal definidas e não classificadas – 10ª revisão (continuação)**

<b>Mal definidas</b>		
XVI	Outros transtornos originados no período perinatal (exceto reações e intoxicações devidas a drogas administradas ao feto e ao recém-nascido e sintomas de abstinência do uso de drogas terapêutica no recém-nascido)	P90-P92, P94-P96.1, P96.3-P96.9
XVIII	Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório não classificados em outra parte (exceto síndrome da morte súbita na infância)	R00-R94, R96-R99
<b>Não classificadas</b>		
I	Agentes de infecções bacterianas, virais e outros agentes infecciosos	B95-B97
V	Transtornos mentais e comportamentais (exceto retardo mental e transtornos globais do desenvolvimento)	F00-F69, F80-F83, F88-F99
VI	Meningite em doença bacteriana classificada em outra parte; meningite em outras doenças infecciosas classificadas em outra parte; encefalite, mielite e encefalomielite em doenças classificadas em outra parte; abscesso e granuloma intracranianos e intraspinais em doenças classificadas em outra parte	G01*, G02*, G05*, G07*
IX	Outros transtornos do aparelho circulatório em doenças classificadas em outra parte	I98*
XIII	Doença de Kienbock do adulto	M93.1
XV	Gravidez, parto e puerpério	O00-O99
XX	Lesões autoprovocadas intencionalmente	X60-X84
XXI	Fatores que influenciam o estado de saúde e o contato com os serviços de saúde (não utilizados em mortalidade)	Z00-Z99

Fonte: Portaria nº 723/GM

**ANEXO F – Classificação Internacional de Doenças (9ª Revisão)**

QUADRO 2 – Classificação Internacional de Doenças de causas evitáveis, não evitáveis, mal definidas e não classificadas – 9ª revisão

Capítulo	Grupo de causas	Códigos CID-9
<b>Redutíveis por imunoprevenção</b>		
I	Coqueluche; tétano; poliomielite aguda; varicela; sarampo; hepatite por vírus B com coma hepático; hepatite por vírus B sem menção de coma hepático	033, 037, 045, 052, 055, 070.2-070.3
VI	Meningite por Haemophilus	320.0
XV	Rubéola congênita; tétano neonatal	771.0, 771.3
<b>Redutíveis por adequado controle na gravidez</b>		
I	Sífilis congênita	090
XII	Outros transtornos da pele e do tecido celular subcutâneo	709
XV	Afecções maternas, não obrigatoriamente relacionadas à gravidez atual, que afetam o feto ou o recém-nascido; complicações maternas da gravidez que afetam o feto ou o recém-nascido (exceto incompetência do colo uterino); crescimento fetal retardado e má nutrição fetal; transtornos relacionados à gestação de curta duração e peso baixo ao nascer de tipo não especificado; doença hemolítica devida a isoimunização Rh	760, 761.1-761.9, 764-765, 773.0
<b>Redutíveis por adequada atenção ao parto</b>		
XV	Complicações da placenta, do cordão umbilical e das membranas, que afetam o feto ou o recém-nascido; outras complicações do trabalho de parto ou do parto que afetam o feto ou o recém-nascido; transtornos relacionados à gestação prolongada e peso elevado ao nascer; traumatismo ocorrido durante o nascimento; hipóxia intra-uterina e asfixia ao nascer	762-763, 766-768
<b>Redutíveis por ações de prevenção, diagnóstico e tratamento precoces</b>		
I	Outras doenças bacterianas (exceto difteria, coqueluche e tétano); poliomielite e outras viroses do sistema nervoso central não transmitidas por artrópodes (exceto poliomielite aguda); doenças virais acompanhadas de exantemas (exceto varicela e sarampo); outras doenças devidas a vírus e por clamídias (exceto hepatite por vírus B com coma hepático, hepatite por vírus B sem menção de coma hepático, raiva e parotidite epidêmica); outras doenças causadas por espiroquetas (exceto leptospirose); micoses	030-031, 034-036, 038-041, 046-054, 056-057, 070.0-070.1, 070.4-070.9, 073-079, 101-118
II	Neoplasias, exceto carcinoma in situ	140-229, 235-239
III	Doenças das glândulas endócrinas, da nutrição e do metabolismo e transtornos imunitários (exceto outra hipofunção da supra-renal, deficiências nutricionais e transtornos envolvendo os mecanismos imunitários)	240-255.4, 255.6-259, 270-278
IV	Doenças do sangue e dos órgãos hematopoéticos (exceto anemias por deficiência de ferro, anemia por deficiência de ácido fólico, anemia por deficiência de proteínas e anemia associada a outras deficiências nutricionais especificadas)	281.0-281.1, 281.3, 281.9-289.9

QUADRO 2 – Classificação Internacional de Doenças de causas evitáveis, não evitáveis, mal definidas e não classificadas – 9ª revisão (continuação)

V	Psicoses específicas da infância; oligofrenias	299, 317-319
VI	Doenças inflamatórias do sistema nervoso central (exceto meningite por haemophilus); doenças espino-cerebelares; paralisia cerebral infantil; outras síndromes paralíticas; epilepsia, outras afecções do cérebro e outros transtornos do sistema nervoso e os não especificados; transtornos do sistema nervoso periférico; doenças do olho e anexos; doenças do ouvido e da apófise mastóide	320.1-326, 334, 343-345, 348-389
VII	Doença hipertensiva; outras formas de doença isquêmica crônica do coração; doenças da circulação pulmonar; outras formas de doença do coração; hemorragia subaracnoidiana; hemorragia intracerebral; outras hemorragias intracranianas e as não especificadas; estenose e oclusão das artérias pré-cerebrais; aterosclerose; aneurisma aórtico; outros aneurismas; outras doenças vasculares periféricas; doenças das veias e dos linfáticos e outras doenças do aparelho circulatório	401-405, 414-433, 440-443, 451-459
VIII	Doenças do aparelho respiratório (exceto pneumoconiose dos trabalhadores em carvão, asbestose, pneumoconiose devida a outras sílicas ou silicatos, pneumoconiose devida a outras poeiras inorgânicas, pneumopatia devida a inalação de outras poeiras e pneumoconiose não especificada)	460-499, 506-519
IX	Doenças do aparelho digestivo	520-579
X	Doenças do aparelho geniturinário	580-629
XII	Doenças da pele e do tecido celular subcutâneo (exceto outros transtornos da pele e do tecido celular subcutâneo)	680-708
XIII	Doenças do sistema osteomuscular e do tecido conjuntivo	710-739
XIV	Anomalias congênitas (exceto anencefalia e anomalias similares, encefalocele, microcefalia, deformidade por redução do encéfalo, outras anomalias especificadas do encéfalo, outras anomalias especificadas da medula espinhal, anomalias não especificadas do encéfalo, da medula espinhal e de outras partes do sistema nervoso, outras anomalias da laringe, da traquéia e dos brônquios, pulmão cístico congênito, agenesia, hipoplasia e displasia do pulmão, outras anomalias do pulmão, outras anomalias especificadas do aparelho respiratório, anomalias não especificadas do aparelho respiratório, anomalias do pâncreas, síndrome de Patau, síndrome de Edward, síndromes autossômicas de deleção, outras condições devidas a anomalias autossômicas, anomalias das glândulas supra-renais, anomalias de outras glândulas endócrinas, situs inversus, gêmeos unidos, anomalias congênitas múltiplas, assim descritas e outras anomalias especificadas)	741, 742.3, 742.8, 743-748.2, 749-751.6, 751.8-758.0, 758.4, 758.6-759.0, 759.5-759.6
XV	Outras afecções do feto e do recém-nascido; infecções específicas do período perinatal (exceto rubéola congênita e tétano neonatal); hemorragia fetal e neonatal; doença hemolítica do feto ou do recém-nascido devida a isoimunização (exceto doença hemolítica devida a isoimunização Rh); outras icterícias perinatais; distúrbios endócrinos e metabólicos específicos do feto e do recém-nascido; transtornos hematológicos do feto e do recém-nascido; transtornos perinatais do aparelho digestivo; afecções comprometendo o tegumento e a regulação térmica do feto e do recém-nascido; problemas de alimentação no recém-nascido e reações; intoxicações por drogas, específicas do recém-nascido	770, 771.1-771.2, 771.4-771.8, 772, 773.1-773.5, 774-778, 779.3-779.4

**QUADRO 2 – Classificação Internacional de Doenças de causas evitáveis, não evitáveis, mal definidas e não classificadas – 9ª revisão (continuação)**

XVII	Acidentes provocados em pacientes durante a prestação de cuidados médicos e cirúrgicos; reação anormal de paciente ou complicação tardia, causadas por procedimento cirúrgicos e médicos, sem menção de acidente ao tempo do procedimento; efeitos adversos de drogas, medicamentos e substâncias biológicas usadas com finalidade terapêutica	E870-E879, E930-E949
<b>Redutíveis através de parcerias com outros setores</b>		
I	Doenças infecciosas intestinais; zoonoses causadas por bactérias; viroses transmitidas por artrópodes; raiva; rickettsioses e outras doenças transmitidas por artrópodes; leptospirose; helmintíases; outras doenças infecciosas e parasitárias	001-009, 020-027, 060-066, 071, 080-088, 100, 120-136
III	Deficiências nutricionais; deficiência da imunidade celular	260-269, 279.1
IV	Anemias por deficiência de ferro, anemia por deficiência do ácido fólico, anemia por deficiência de proteínas, anemia associada a outras deficiências nutricionais especificadas	280, 281.2, 281.4, 281.8
XVII	Causas externas de lesões e envenenamentos (exceto acidentes provocados em pacientes durante prestação de cuidados médicos, reação anormal de paciente ou complicação tardia, causadas por procedimento cirúrgicos e médicos, sem menção de acidente ao tempo do procedimento, penetração acidental de corpo estranho no olho e anexos, penetração acidental de corpo estranho em outro orifício natural, efeitos adversos de drogas, medicamentos e substâncias biológicas com finalidade terapêutica, suicídios e lesões auto-inflingidas, intervenções legais).	E800-E869, E880-E913, E916-E928, E929, E960-E969, E980-E999
<b>Não evitáveis</b>		
III	Outra hipofunção da supra-renal; transtornos envolvendo os mecanismos imunitários (exceto deficiência da imunidade celular)	255.5, 279.0, 279.2-279.9
VI	Doenças hereditárias e degenerativas do sistema nervoso central (exceto doenças espino-cerebelares); outras doenças desmielinizantes do sistema nervoso central	330-333, 334-337, 341
XIV	Anencefalia e anomalias similares; outras anomalias congênitas do sistema nervoso (exceto hidrocefalia congênita e outras anomalias especificadas do sistema nervoso); anomalias congênitas do aparelho respiratório (exceto atresia das coanas, outras anomalias do nariz e véu congênito da laringe); anomalias do pâncreas; síndrome de Patau; síndrome de Edward; síndromes autossômicas de deleção; outras condições devidas a anomalias cromossômicas; anomalia das glândulas supra-renais; anomalias de outras glândulas endócrinas; situs inversus; gêmeos unidos; anomalias congênitas múltiplas, assim descritas; outras anomalias cromossômicas especificadas; anomalia congênita não especificada	740, 742.0-742.2, 742.4-742.5, 742.9, 748.3-748.9, 751.7, 758.1-758.3, 758.5, 759.1-759.4, 759.7-759.9

QUADRO 2 – Classificação Internacional de Doenças de causas evitáveis, não evitáveis, mal definidas e não classificadas – 9ª revisão (continuação)

XV	Incompetência do colo uterino	761.0
<b>Mal definidas</b>		
XV	Outras afecções, e as mal definidas, originadas no período perinatal (exceto problemas de alimentação no recém-nascido e reações e intoxicações por drogas, específicas do recém-nascido)	779.0-779.2, 779.5-779.9
XVI	Sintomas, sinais e afecções mal definidas (exceto síndrome da morte súbita na infância)	780-796, 798.1-799
<b>Não classificadas</b>		
I	Tuberculose; difteria; parotidite epidêmica; sífilis e outras doenças venéreas (exceto sífilis congênita); efeitos tardios de doenças infecciosas e parasitárias	010-018, 032, 072, 091-099, 137-139
II	Carcinoma in situ	230-234
V	Transtornos mentais (exceto psicoses específicas da infância e oligofrenias)	290-298, 300-316
VI	Esclerose múltipla; hemiplegia; enxaqueca; catalepsia e narcolepsia	340, 342, 346-347
VII	Febre reumática ativa; doença reumática crônica do coração; doença isquêmica do coração (exceto outras formas de doença isquêmica crônica do coração); oclusão das artérias cerebrais; isquemia cerebral transitória; doença cerebrovascular aguda mal definida; outras doenças cerebrovasculares e as mal definidas; efeitos tardios de doenças cerebrovasculares; embolia e trombose arteriais; poliarterite nodosa e outras doenças afins; outras doenças das artérias e arteríolas; doenças dos capilares	390-398, 410-413, 434-438, 444-448
VIII	Pneumoconiose dos trabalhadores em carvão; asbestose; pneumoconiose devida a outras sílicas ou silicatos; pneumoconiose devida a outras poeiras inorgânicas; pneumopatia devida a inalação de outras poeiras; pneumoconiose não especificada	500-505
XI	Complicações da gravidez, do parto e do puerpério	630-676
XVI	Síndrome da angústia respiratória; síndrome da morte súbita na infância	769, 798.0
XVII	Penetração acidental de corpo estranho no olho e anexos; penetração acidental de corpo estranho em outro orifício natural; suicídio e lesões auto-inflingidas; intervenções legais	E914-E915, E950-E959, E970-E978
XVII, Suplementar	Lesões e envenenamentos; classificação suplementar de fatores que exercem influência sobre o estado de saúde e de oportunidades de contato com serviços de saúde (não utilizados em mortalidade)	800-999, V01-V82

## **ANEXO G – Definição das variáveis das microrregiões**

TABELA 6 – Definição das variáveis das microrregiões do RS

Variáveis	Ano	Definição
Urbanização (%)	2000, 2003, 2004	Porcentagem da população da área urbana em relação à população total
Expectativa de vida ao nascer	2000	Média de anos que se espera que as pessoas vivam a partir do nascimento
Fecundidade (%)	2000	Porcentagem média de filhos que uma mulher teria ao longo de seu período reprodutivo
Analfabetismo (%)	2000	Porcentagem na população de pessoas com 15 anos ou mais de idade, incapazes de ler ou escrever um bilhete simples
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
Pobreza (%)	2000	Porcentagem da população com renda domiciliar per capita inferior a meio salário mínimo
Internações por agressão	2000, 2003, 2004	Razão entre o nº de internações hospitalares por agressão e o nº de pessoas da população (x 100.000)
Homicídios	2000	Razão entre o nº de homicídios e o nº de pessoas da população (x 10.000)
Taxa de participação (%)	2000	Porcentagem da população economicamente ativa entre a população em idade de trabalhar
PIB per capita	2003	Produto Interno Bruto a preço de mercado dividido pela população
Índice de Desenvolvimento Socioeconômico (IDESE)*	2000	Índice sintético inspirado no IDH, abrangendo um conjunto de indicadores sociais e econômicos, classificados em quatro blocos temáticos: Educação; Renda; Saneamento e Domicílios e Saúde.
Densidade por domicílio (%)	2000	Porcentagem 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
Cobertura do PSF (%)	2000, 2003, 2004	Porcentagem de pessoas cadastradas em relação à população
Abastecimento de água (%)	2000	Porcentagem de domicílios com água canalizada a rede geral
Saneamento (%)	2000	Porcentagem de domicílios com instalações sanitárias ligadas à rede geral
Cobertura de saúde suplementar (%)	2000	Porcentagem de beneficiários de assistência médica por local de residência na população

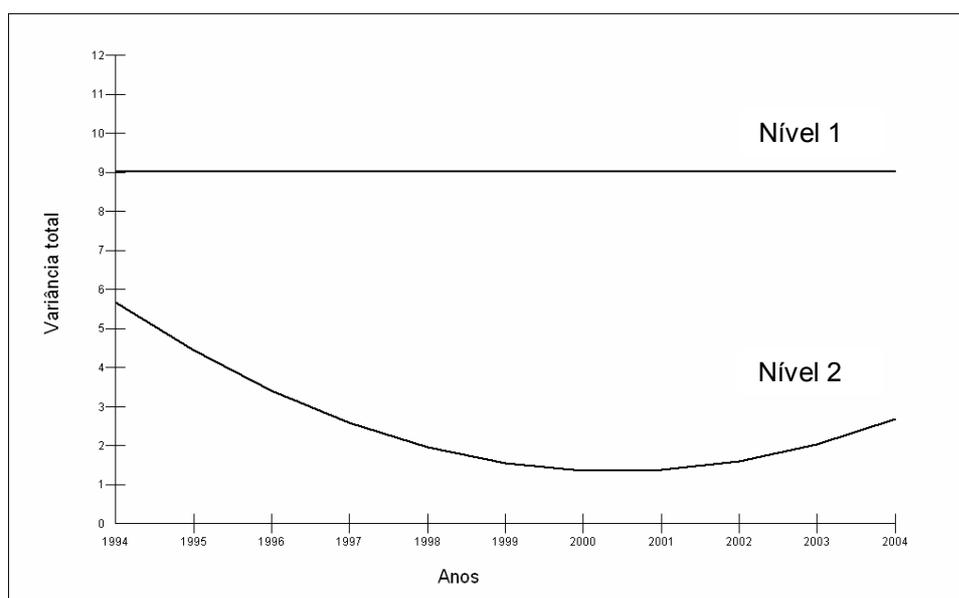
No artigo 1 foram testados todos os indicadores referidos, totalizando 24 indicadores contextuais (alguns foram testados em mais de um ano); no artigo 2 foram testados os indicadores do ano 2003 (ou 2000 em caso de inexistência), totalizando 21 indicadores contextuais; \*foi utilizado apenas no artigo 1.

TABELA 6 – Definição das variáveis das microrregiões do RS (continuação)

<b>Variáveis</b>	<b>Ano</b>	<b>Definição</b>
Médicos (%)	2000	Proporção de médicos por mil habitantes. (incluindo os acadêmicos)
Leitos hospitalares (%)	2000, 2003	Taxa de leitos hospitalares por mil habitantes.
Hospitais (%)	2000, 2003	Taxa de hospitais por cem mil habitantes.
Gasto médio com atenção básica (R\$ por habitante)	2000, 2003, 2004	Valor das transferências referentes à atenção básica, efetuadas aos municípios e estados em gestão semiplena, plena de assistência municipal e plena de assistência básica, estipulado pela Comissão Intergestores Bipartite do Estado. Não estão contempladas neste grupo as transferências relativas a Ações Estratégicas, mesmo que de Atenção Básica.
Cobertura de BCG (%)**	2003	Porcentagem de imunização em menores de 1 ano
Cobertura de sarampo (%)**	2003	Porcentagem de imunização em menores de 1 ano
7 ou mais consultas pré-natais (%)	2000, 2003	Porcentagem de nascidos vivos de mães com 7 ou mais consultas pré-natais
Partos cesáreos (%)	2000, 2003	Porcentagem de partos cesáreos

No artigo 1 foram testados todos os indicadores referidos, totalizando 24 indicadores contextuais (alguns foram testados em mais de um ano); no artigo 2 foram testados os indicadores do ano 2003 (ou 2000 em caso de inexistência), totalizando 21 indicadores contextuais; \*foi utilizado apenas no artigo 1; \*\*foram utilizadas apenas no artigo 2 como variável contextual (no artigo 1 entraram no modelo como variáveis de nível 1).

## **ANEXO H – Função das variâncias do artigo 1**



Nota: ver Tabela 4, artigo 1.

Nível 1:  $\text{var}(e_{0ij} \text{ cons}) = \sigma_{e_0}^2 \text{ cons}^2 = 9,02 * \text{cons}^2$ , onde *cons* é um vetor de 1

Nível 2:  $\text{var}(u_{0j} \text{ cons} + u_{1j} \text{ ano}_{ij}) = \sigma_{u_0}^2 \text{ cons}^2 + 2\sigma_{u_01} \text{ cons} * \text{ano}_{ij} + \sigma_{u_1}^2 \text{ ano}_{ij}^2$

$$\text{var}(u_{0j} \text{ cons} + u_{1j} \text{ ano}_{ij}) = 5,68 \text{ cons}^2 + 2(-0,67) * \text{ano}_{ij} + 0,11 \text{ ano}_{ij}^2$$

FIGURA 1 – Função da variância nos dois níveis de hierarquia

Observa-se que a variabilidade entre as microrregiões (nível 2) decresceu em função do tempo até 2000, voltando a crescer novamente após 2001, ou seja, as variâncias entre as microrregiões não permaneceram constantes ao longo do período analisado.