LUIZ CLÁUDIO RIBEIRO

**EFEITOS ESTRUTURAIS E DE COMPOSIÇÃO NOS
FATORES ASSOCIADOS À MORTALIDADE NEONATAL E
PÓS-NEONATAL NO NORDESTE E RESTANTE DO BRASIL
EM 1991-1996**

**Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2003**

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Luiz Cláudio Ribeiro

**EFEITOS ESTRUTURAIS E DE COMPOSIÇÃO NOS
FATORES ASSOCIADOS À MORTALIDADE NEONATAL E
PÓS-NEONATAL NO NORDESTE E RESTANTE DO BRASIL
EM 1991-1996**

Tese apresentada ao curso de doutorado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Doutor em Demografia.

Orientador: Prof. Dr. Roberto do Nascimento Rodrigues

**Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG
2003**

FOLHA DE APROVAÇÃO

*À meus pais Mário e Beatriz, o Princípio
À Cláudia, o Caminho
Aos meus filhos Gabriel e Thiago, o Prosseguir*

AGRADECIMENTOS

Ao término dessa jornada no Cedeplar, agradecer àqueles que contribuíram para nosso aprendizado é algo ao mesmo tempo prazeroso e difícil. Afinal, são cinco anos de estudos, trabalhos, lazer, músicas, poesias, luta e prazer.

Inicialmente, gostaria de agradecer a todos os colegas, professores e funcionários do Cedeplar, sem os quais nosso aproveitamento não seria o mesmo.

A dificuldade com relação aos agradecimentos está na hora de mencionar algumas pessoas que foram especialmente importantes durante esse processo. Mas, vai lá...

Aos colegas da coorte de 1998: Oracélia, Luciene e Luiz Bertolucci, meu companheiro de viagens pelas estradas de Minas.

Ao Jomar, Lizandro, Júnia e tantos outros colegas que sempre se dispuseram a colaborar.

À Marisa, minha companheira de angústias para concluir a tese.

Ao Weber, além de tantas outras coisas, pelo olhar filosófico.

Ao meu “irmão” Ricardo (e de quebra, à Adriana, sem a qual o Rica não seria o mesmo) pelas ajudas em diversos momentos e, como não poderia deixar de ser, pelo pecado da gula.

Ao Moisés, pura poesia e ponte entre *las cumbres Andinas* e as montanhas de Minas.

Ao Flávio, grande mestre capaz de explicações simples de coisas complexas.

À Lara, pela amizade e exemplo de determinação.

Ao Rodrigo, Monte-Mór e à “musa” Simone, pelo prazer pela música.

À professora Moema e ao professor Enrico, pelo socorro estatístico em alguns momentos decisivos.

Ao pessoal da biblioteca: Maria Célia (já pensou se não agradeço?), Consola, Ricardo, Zé Henrique, Maristela e Mirtes.

À Maristela Dória, Cecília e demais funcionários da secretaria.

Ao Neilton, grande companheiro do Vale.

Ao Ortiz, Taís, Carla e Ronaldo, pela presença na banca examinadora, apesar do curto espaço de tempo para leitura da tese.

Ao Kiko, pela inspiração nas discussões.

À Jane, minha amiga e colega do Departamento de Estatística da UFJF, pela força e incentivo em todos os momentos de minha carreira acadêmica.

Aos demais colegas do Departamento de Estatística da UFJF, pelo apoio e compreensão.

Ao meu irmão Mário Sérgio, dentre tantas coisas, pelas “bengalas” que auxiliam na caminhada.

À minha irmã Cristina, pelo carinho.

À Vanda, Janaína e Franco, que repartiram sua casa e seu coração.

Aos meus pais Mário e Beatriz, por tudo e muito mais.

À Cláudia, Gabriel e Thiago, que compartilham comigo essa trajetória.

Ao Professor Roberto, pelo rigor, alteridade e dedicação, características fundamentais de um Grande Mestre.

SUMÁRIO

AGRADECIMENTOS	V
SUMÁRIO	VII
LISTA DE ILUSTRAÇÕES	IX
RESUMO	XII
ABSTRACT	XIII
1. INTRODUÇÃO	1
2. FATORES ASSOCIADOS AO RISCO DE MORTALIDADE NEONATAL E PÓS-NEONATAL	7
2.1 INTERVALO ENTRE OS NASCIMENTOS.....	8
2.2 IDADE DA MÃE AO TER O FILHO.....	10
2.3 ORDEM DO NASCIMENTO	11
2.4 ALEITAMENTO MATERNO	12
2.5 EDUCAÇÃO MATERNA.....	14
2.6 LOCAL DE RESIDÊNCIA	17
2.7 ÁGUA UTILIZADA PARA BEBER	18
2.8 ASSISTÊNCIA PRÉ-NATAL E AO PARTO	19
2.9 TAMANHO DA CRIANÇA AO NASCER	21
2.8 CONSIDERAÇÕES FINAIS	22
3. FONTE DOS DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS	24
3.1 FONTE DOS DADOS – DHS/96.....	24
3.1.1 Base de dados do período neonatal.....	25
3.1.2 Base de dados do período pós-neonatal.....	26
3.1.2 Variáveis utilizadas na análise: definição e critérios de categorização... 28	
3.2 O MODELO DE REGRESSÃO LOGÍSTICA	32
3.3 EXCESSO DE MORTALIDADE.....	37
3.4 PADRONIZAÇÃO DAS PROBABILIDADES GERADAS PELO MODELO DE REGRESSÃO LOGÍSTICA	38
4. ANÁLISE INTRA-REGIONAL E COMPARAÇÃO INTERREGIONAL DA MORTALIDADE NEONATAL	41
4.1 ANÁLISE DESCRITIVA DA MORTALIDADE NEONATAL	41

4.2	MODELO MULTIVARIADO PARA A MORTALIDADE NEONATAL NO BRASIL	43
4.2.1	<i>Excesso de mortalidade neonatal no Brasil</i>	51
4.3	MODELO PARA A MORTALIDADE NEONATAL NO NORDESTE	53
4.3.1	<i>Excesso de mortalidade para a região Nordeste</i>	56
4.4	MODELO PARA A MORTALIDADE NEONATAL NO RESTANTE DO BRASIL.....	57
4.4.1	<i>Excesso de mortalidade neonatal para o Restante do Brasil</i>	59
4.5	SIMULAÇÃO DO EXCESSO DE MORTALIDADE NEONATAL	60
4.6	PADRONIZAÇÃO DAS PROBABILIDADES DE MORTE NEONATAIS.....	62
4.7	ASSISTÊNCIA PRÉ-NATAL, AO PARTO E SOBREVIVÊNCIA NEONATAL: ALGUMAS RELAÇÕES DE CONFUNDIMENTO	64
4.8	CONSIDERAÇÕES FINAIS	69
5.	ANÁLISE INTRA-REGIONAL E COMPARAÇÃO INTERREGIONAL DA MORTALIDADE PÓS-NEONATAL	73
5.1	ANÁLISE DESCRITIVA DA MORTALIDADE PÓS-NEONATAL.....	73
5.2	MODELO MULTIVARIADO PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL NO BRASIL ...	75
5.2.1	<i>Análise do excesso de mortalidade</i>	77
5.3	MODELO PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL NO NORDESTE	79
5.3.1	<i>Excesso de mortalidade pós-neonatal para a região Nordeste</i>	81
5.4	MODELO PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL NO RESTANTE DO BRASIL	82
5.4.1	<i>Excesso de mortalidade pós-neonatal para o Restante do Brasil</i>	83
5.5	SIMULAÇÃO DO EXCESSO DE MORTALIDADE PÓS-NEONATAL	85
5.6	PADRONIZAÇÃO DAS PROBABILIDADES DE MORTE PÓS-NEONATAIS.....	87
5.7	CONSIDERAÇÕES FINAIS	89
6.	CONSIDERAÇÕES FINAIS	93
7.	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	99
8.	ANEXOS	112
ASSOCIAÇÃO ENTRE TAMANHO DA CRIANÇA AO NASCER E PESO AO NASCER		113
ASSOCIAÇÕES ENTRE PRÉ-NATAL E OUTROS FATORES ASSOCIADOS COM A MORTALIDADE NEONATAL		116

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

TABELA .1 NASCIDOS VIVOS E ÓBITOS NO PERÍODO NEONATAL, POR FATORES SELECIONADOS NORDESTE E RESTANTE DO BRASIL, 1991-96.....	26
TABELA .2 NASCIDOS VIVOS E ÓBITOS NO PERÍODO PÓS-NEONATAL, POR FATORES SELECIONADOS – NORDESTE E RESTANTE DO BRASIL, 1991-96.....	28
TABELA .3 NASCIDOS VIVOS, PROBABILIDADE DE MORTE NEONATAL E RAZÃO DE CHANCE POR FATORES DE RISCO – NORDESTE E RESTANTE DO BRASIL, 1991-96	42
TABELA .4 PARÂMETROS E SIGNIFICÂNCIA DOS FATORES DE RISCO DA MORTALIDADE NEONATAL – BRASIL, 1991-96	46
TABELA .5 PARÂMETROS PARA AS INTERAÇÕES ENTRE PRÉ-NATAL E ESCOLARIDADE DA MÃE, BRASIL. 1991-96	47
TABELA .6 PARÂMETROS PARA AS INTERAÇÕES ENTRE ATENDIMENTO AO PARTO E REGIÃO, BRASIL, 1991-96	50
TABELA .7 COMPOSIÇÃO, RAZÃO DE CHANCE E EXCESSO DE MORTALIDADE NEONATAL POR FATOR DE RISCO – BRASIL, 1991-96.....	52
TABELA .8 PARÂMETROS E SIGNIFICÂNCIA DOS FATORES DE RISCO DA MORTALIDADE NEONATAL – NORDESTE, 1991-96	54
TABELA .9 PARÂMETROS PARA AS INTERAÇÕES ENTRE PRÉ-NATAL E ESCOLARIDADE DA MÃE, NORDESTE, 1991-96.....	55
TABELA .10 COMPOSIÇÃO, RAZÃO DE CHANCE E EXCESSO POR FATOR DE RISCO MORTALIDADE NEONATAL – NORDESTE, 1991-96.....	56
TABELA .11 PARÂMETROS, SIGNIFICÂNCIA E RAZÃO DE CHANCE DOS FATORES DE RISCO DA MORTALIDADE NEONATAL – RESTANTE DO BRASIL, 1991-96.....	58
TABELA .12 COMPOSIÇÃO, RAZÃO DE CHANCE E EXCESSO DE MORTALIDADE NEONATAL RESTANTE DO BRASIL – 1991-96	59
TABELA .13 EXCESSO DE MORTALIDADE DA REGIÃO NORDESTE E EXCESSO SIMULADO DE MORTALIDADE NEONATAL DO NORDESTE CASO A COMPOSIÇÃO DE NASCIMENTOS FOSSE IGUAL À DO RESTANTE DO BRASIL.....	61

GRÁFICO 1 PROBABILIDADE DE MORTE NEONATAL NORDESTE, RESTANTE DO BRASIL, POR TIPO DE SIMULAÇÃO	63
TABELA .14 VALOR DOS PARÂMETROS, VEROSSIMILHANÇA, GRAUS DE LIBERDADE ADICIONADOS AO MODELO E DIFERENÇA EM RELAÇÃO AO MODELO ANTERIOR – MORTALIDADE NEONATAL – NORDESTE, 1991-96	65
TABELA .15 VALOR DOS PARÂMETROS, VEROSSIMILHANÇA, GRAUS DE LIBERDADE ADICIONADOS AO MODELO E DIFERENÇA EM RELAÇÃO AO MODELO ANTERIOR – MORTALIDADE NEONATAL – RESTANTE DO BRASIL, 1991-96	67
TABELA .16 PARÂMETROS DOS MODELOS REFERENTES ÀS CATEGORIAS DAS VARIÁVEIS QUE APRESENTARAM EFEITO DE INTERAÇÃO RESTANTE DO BRASIL, 1991-96	68
TABELA .17 NASCIDOS VIVOS, PROBABILIDADE DE MORTE PÓS-NEONATAL E RAZÃO DE CHANCE POR FATORES SELECIONADOS – NORDESTE E RESTANTE DO BRASIL, 1991-96	74
TABELA .18 PARÂMETROS, SIGNIFICÂNCIAS E RAZÕES DE CHANCE POR FATORES DE RISCO DA MORTALIDADE PÓS-NEONATAL – BRASIL, 1991-96	76
TABELA .19 COMPOSIÇÃO, RAZÃO DE CHANCE E EXCESSO DE MORTALIDADE POR FATOR DE RISCO DA MORTALIDADE PÓS-NEONATAL – BRASIL, 1991-96	78
TABELA .20 PARÂMETROS, SIGNIFICÂNCIAS E RAZÕES DE CHANCE POR VARIÁVEL MORTALIDADE PÓS-NEONATAL – REGIÃO NORDESTE, 1991-96	79
TABELA .21 COMPOSIÇÃO, RAZÃO DE CHANCE E EXCESSO DE MORTALIDADE PÓS-NEONATAL REGIÃO NORDESTE, 1991-96	81
TABELA .22 PARÂMETROS, SIGNIFICÂNCIAS E RAZÕES DE CHANCE – MORTALIDADE PÓS-NEONATAL RESTANTE DO BRASIL, 1991-96	82
TABELA .23 COMPOSIÇÃO, RAZÃO DE CHANCE E EXCESSO DE MORTALIDADE PÓS-NEONATAL RESTANTE DO BRASIL, 1991-96	84
TABELA .24 EXCESSO DE MORTALIDADE DOS FATORES DE RISCO DA REGIÃO NORDESTE E EXCESSO SIMULADO DE MORTALIDADE DO NORDESTE CASO A COMPOSIÇÃO DE NASCIMENTOS FOSSE IGUAL À DO RESTANTE DO BRASIL	86

GRÁFICO 2 PROBABILIDADE DE MORTE PÓS-NEONATAL NO NORDESTE, RESTANTE DO BRASIL, POR TIPO DE SIMULAÇÃO.....	88
---	----

RESUMO

O declínio da mortalidade infantil é um fato marcante da transição da mortalidade brasileira. Entretanto, as diferenças relativas nas taxas de mortalidade infantil entre o Nordeste e o Restante do Brasil foram ampliadas desde os anos de 1940 até o final do século passado.

Esta tese tem por objetivo analisar os fatores de risco da mortalidade neonatal e pós-neonatal para a região Nordeste e para o Restante do Brasil. O enfoque em duas regiões se deve ao fato de que ambas têm percorrido caminhos distintos no que se refere à transição demográfica e ao desenvolvimento socioeconômico.

Os resultados indicam diferenças estruturais na relação dos fatores analisados e a mortalidade neonatal. Idade da mãe ao ter o filho se mostrou um importante fator na região Nordeste mas não o foi no Restante do Brasil. Por outro lado, receber o atendimento de um médico durante o parto reduz significativamente o risco de morte neonatal nesta região, mas não naquela. Análises de simulações nas quais se considerou situações hipotéticas de uma região ter os estratos estudados nas mesmas proporções que a outra, sugerem que a diferença na probabilidade de morte neonatal entre as regiões seria praticamente eliminada.

Com relação à componente pós-neonatal, as diferenças regionais foram pequenas em termos dos fatores de risco, mas bastante acentuadas em termos das probabilidades de morte. Na condição hipotética de os estratos estudados terem o mesmo tamanho relativo nas duas regiões, a probabilidade de morte no Nordeste continuaria sendo mais do que o dobro da do Restante do Brasil. Estes números sugerem que a diferença regional nos níveis de mortalidade pós-neonatal é fundamentalmente devida ao efeito-estrutura e não ao efeito-composição. Para se reduzirem os níveis e diferenciais de mortalidade pós-neonatal, as ações de políticas públicas devem ser direcionadas aos determinantes socioeconômicos analisados, principalmente aumentando o nível de escolaridade das mães e ampliando o número de domicílios que utilizam água para beber que provenha de rede pública de distribuição e que seja encanada dentro de casa.

ABSTRACT

The decline of infant mortality is a remarkable aspect of the reduction of Brazilian mortality transition. However, the relative differences between infant mortality rates for the Northeastern region (NE) of Brazil and infant mortality rates for the Rest of the Country increased since the 1940's until the last decade of the 20th Century.

The objective of this thesis is to analyze the risk factors for neonatal and post-neonatal mortality for both the NE and the Rest of Brazil (RC). The focus on two different regions is due to the fact that they have undergone distinct paths referring to demographic transition and socioeconomic development.

The results point to structural differences on statistic relations between analyzed factors and neonatal mortality. Mother's age at childbirth was perceived as an important factor for the NE, but not for the RC. On the other hand, receiving medical attention during delivery significantly reduces the risk of neonatal death in the RC, but not in the NE. Simulation analyses, assuming the hypothesis that the studied strata beared the same proportion in both regions, suggest that the difference on the probability of neonatal mortality would be, practically speaking, eliminated.

As to the post-neonatal component, the regional differences were small, concerning the risk factors, but very pronounced in terms of probability of death. In the hypothetical condition that the studied strata had the same relative size in both regions, the probability of death in the NE would still be twice as high as in the RC. Our results suggest that regional differences on post-neonatal mortality rates are basically due to structural-effect and not to compositional-effect. To attain a reduction in levels and differentials in post-neonatal mortality, the actions of public policies should aim the social and economical determinants here analyzed, specially increasing mothers' level of schooling and the number of households with proper water service.

1. INTRODUÇÃO

O Brasil, bem como grande parte dos países em desenvolvimento, passa por um processo de aumento da expectativa de vida que se deve, em grande medida, ao declínio da mortalidade infantil que vem ocorrendo principalmente desde os anos 40 do século passado. Entre os anos de 1930 e 1940 a expectativa de vida ao nascer no Brasil, para ambos os sexos, era de pouco mais de 40 anos, atinge os 50 anos durante a década de 50, mais de 60 anos na década de 70 e aproximadamente 68 anos durante a segunda metade da década de 90. Na Bolívia e no Haiti, que têm os piores indicadores de mortalidade dentre os países da América Latina, as expectativas de vida cresceram de valores próximos dos 40 anos na década de 50 para pouco menos de 60 anos no final do século passado. Argentina e Uruguai já apresentavam esperança de vida próximas ou superiores aos 60 anos de idade entre 1950 e 1955 e, nos anos 90, atingem valores superiores a 70 anos. Neste período, Cuba e Costa Rica apresentavam as expectativas de vida ao nascer mais elevadas dentre os países da América Latina, com valores iguais a 76,1 anos e 75,6 anos, respectivamente (WOOD & CARVALHO, 1994; CHACKIEL, 1991). Estimativas da Organização Mundial de Saúde para o ano de 2000 indicam que na Argentina, Uruguai, Chile, Costa Rica e Cuba, a esperança de vida ao nascer dos homens era de mais de 70 anos. Para as mulheres destes países a expectativa média de vida se aproximava dos 80 anos. Todos estes países apresentam estimativas superiores às realizadas para os homens e para as mulheres do Brasil, que são, respectivamente, 65,5 e 72,2 anos (WORLD, 2001).

Em que pese o aumento da esperança de vida que ocorre no Brasil, tem-se observado grande dispersão regional nas expectativas de vida ao nascer. WOOD & CARVALHO (1994) encontraram para os anos 30/40, que a menor expectativa de vida era a da região Nordeste Central (formada pelos estados do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Alagoas), com valor de 34,7 anos, e a maior expectativa era a da região Sul (formada pelos estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina), com 51 anos. Entre os anos 70 e 80, a expectativa de vida para as mesmas duas regiões – que ainda apresentavam os valores mais díspares dentre as regiões consideradas pelos autores – eram de 49 e 67,8 anos, respectivamente. Estimativas mais recentes indicam que a esperança de vida para ambos os sexos no ano de 1991 para o Brasil seria de 66

anos. Para a região Sudeste a estimativa era de 67,9 anos e para o Nordeste, de 62,7 anos. Para o ano de 1999, os valores para o Brasil, Sudeste e Nordeste eram, respectivamente, 68,3 anos, 69,4 anos e 65,5 anos (ORGANIZACIÓN, 2002).

Um dos fatores que contribuíram para aumentar os diferenciais regionais de mortalidade refere-se à distribuição espacial dos serviços de saúde no Brasil. MÉDICE (1990), menciona que a partir do final da década de 1970 foi observada uma alteração do paradigma de assistência à saúde no Brasil. Mudou-se do modelo hospitalocêntrico (de alto custo, baixa cobertura e pouca eficiência) para outro ambulatorial, do qual se pretendia um efetivo acesso das camadas mais carentes da população. No entanto, apesar de uma relativa desconcentração dos serviços de saúde, o Nordeste se apresentava em ampla desvantagem em relação à região Centro-sul do país em termos de unidades de saúde e de destinação de recursos (KILSZTAJN & SILVA, 2000).

A importância das ações políticas na determinação dos níveis de mortalidade infantil foi observada por WOOD (1976) e SAWYER (1981). O primeiro mostra que a mortalidade durante o primeiro ano de vida aumentou 69% na cidade de Belo Horizonte e 40% em São Paulo, entre 1960 e 1973, período em que houve uma redução do salário mínimo real. Sawyer verificou que o crescimento da mortalidade infantil na cidade de São Paulo, entre o final dos 60 e início dos 70, coincidia com políticas para controle da inflação e estímulo ao crescimento econômico que faziam com que os salários crescessem em níveis mais baixos do que o aumento do custo de vida. Tais políticas levavam a piores condições sanitárias dos domicílios, bem como dificultavam a obtenção de alimentação e de cuidados adequados com a saúde. Após 1974, contudo, foi novamente observada uma tendência de declínio da mortalidade, que foi associada a um aumento dos serviços sanitários e de cobertura do sistema de previdência social (SIMÕES & OLIVEIRA, 1986).

Em que pese todo o esforço no sentido de se reduzirem as taxas de mortalidade infantil, tanto no conjunto do Brasil, quanto regionalmente, estas ainda são muito elevadas quando comparadas com as de países socialmente mais desenvolvidos ou mesmo com as de muitos países em desenvolvimento. Estimativas da Organização Pan-americana de Saúde para o ano 2000 indicam que a mortalidade infantil na Argentina era de 16,6 óbitos por mil nascidos vivos; no Chile, aproximadamente 10 por mil; Uruguai, 14,1 por mil; Venezuela, 17,7 por mil; Cuba, 6,2 por mil. A mortalidade

infantil nestes países é menor do que a brasileira, estimada em torno de 30 por mil para o mesmo ano (ORGANIZACIÓN, 2002). Um aspecto marcante do declínio da mortalidade no Brasil é que ela não tem ocorrido de maneira homogênea entre as regiões do país ou entre subgrupos populacionais distintos. SIMÕES (1997), observa que a velocidade de declínio para o Nordeste foi inicialmente lenta, e vem crescendo com o tempo, principalmente a partir de 1975. Contudo, o ritmo de declínio apresentado nessa região é consistentemente inferior ao da região Sudeste. Segundo SIMÕES (1997), em 1940 a taxa de mortalidade infantil do Nordeste (185 por mil) era 35% superior à do Sudeste (137 por mil). Em 1990 a diferença relativa elevou-se para 130% (76 por mil no Nordeste contra 33 por mil no Sudeste).

Além do aumento relativo da diferença na taxa de mortalidade infantil entre o Nordeste e o Sudeste, a tendência de longo prazo mostra que a redução dos óbitos infantis no Brasil tem ocorrido principalmente na componente pós-neonatal. A taxa de mortalidade neonatal no Brasil tem declinado mais lentamente do que a pós-neonatal (KILSZTAJN et al., 2000; RODRIGUES & LEITE, 2001). Com isso, a partir de 1990 observa-se que dentre os óbitos ocorridos durante o primeiro ano de vida, tem havido maior concentração na componente neonatal, principalmente na neonatal precoce (INDICADORES, 2002).

No ano de 1990, quase 49% dos óbitos infantis ocorridos no Brasil se concentrava na componente neonatal e 51% no período pós-neonatal. Para a região Sudeste os óbitos ocorridos durante o primeiro ano de vida se concentravam mais na componente neonatal, que representava 57,6% do total. Na componente pós-neonatal ocorriam 42,4% dos óbitos infantis. Contrariamente ao que se verificava para o conjunto do Brasil e na região Sudeste, no Nordeste brasileiro a maior concentração dos óbitos durante o primeiro ano de vida acontecia na componente pós-neonatal, com 62% das mortes infantis (INDICADORES, 2002).

No ano de 1998, cresce a proporção dos óbitos na componente neonatal em todas as regiões brasileiras. Para o conjunto do Brasil, esta componente passou a concentrar 60% dos óbitos ocorridos durante o primeiro ano de vida, ao passo que no segmento pós-neonatal registrava-se quase 40% dos óbitos infantis. Na região Sudeste, cerca de 2/3 das mortes infantis se concentravam na componente neonatal e quase 34% no período pós-neonatal. Para a região Nordeste também se observa uma tendência de

concentração dos óbitos infantis na componente neonatal. Entretanto, quase metade das mortes ocorridas durante o primeiro ano de vida nessa região (49,4%) se dava a partir do 28º dia de vida, ou seja, no segmento pós-neonatal.

De acordo com estimativas de SIMÕES (2001), a tendência divergente nas taxas de mortalidade infantil entre regiões brasileiras se manteve no decorrer da década de 90 do século passado. Para o ano de 1990 a taxa de mortalidade infantil no Nordeste era 51% superior à média nacional e no ano de 2000 passa a ser 56% superior.

O aumento da diferença relativa na taxa de mortalidade infantil reflete a evolução diferenciada nas componentes neonatal e pós-neonatal entre as regiões brasileiras. Segundo estimativas realizadas pela Rede Interagencial de Informações para a Saúde (Ripsa), em 1991 a taxa de mortalidade pós-neonatal da região Nordeste era 3,8 vezes a do Sudeste (respectivamente 43,7 por mil e 11,6 por mil). No ano de 1998 a taxa da região Sudeste fica reduzida para 7,5 por mil e a do Nordeste para 26,5 por mil. Ou seja, houve uma redução relativa da diferença, com o valor do Nordeste igual a 3,5 vezes o do Sudeste. Para a componente neonatal, contudo, houve uma tendência divergente nas taxas de mortalidade. No ano de 1991 o valor do Nordeste era 38% superior ao do Sudeste (respectivamente 27,5 e 19,9 por mil) e em 1998 a taxa de mortalidade neonatal nordestina passa a ser 85% superior à do Sudeste (respectivamente 27,0 e 14,6 por mil). A taxa de mortalidade neonatal declinou consideravelmente no Sudeste, ao passo que para o Nordeste ela se manteve praticamente inalterada. Nesta região, foi constatado, inclusive, um acréscimo da taxa de mortalidade da componente neonatal precoce, que era de 18,3 por mil em 1991 e chegou a 21,2 por mil no ano de 1998 (INDICADORES, 2002).

Para que sejam reduzidos os níveis e os diferenciais regionais da mortalidade infantil, a definição de ações de políticas públicas deve ser fundamentada em estudos que considerem os fatores de risco específicos de cada região. Foi exatamente o aumento relativo das diferenças nos níveis de mortalidade observado na análise de longo prazo, a principal motivação dos objetivos da presente tese. Além disso, observou-se que grande parte dos trabalhos sobre determinantes da mortalidade neonatal, pós-neonatal e infantil no Brasil considera a região como uma variável do modelo (CURTIS, DIAMOND & McDONALD, 1993; RODRIGUES & LEITE, 1999), ou consideram apenas um determinado recorte espacial do país (FERREIRA, 1990;

SIMÕES & LEITE, 1994; SANTOS, 1996; SANTOS & MOURA, 1998; MACHADO, 2002). Porém, visto que a região Nordeste encontra-se em estágio diferente da transição demográfica e de desenvolvimento socioeconômico, quando comparada com o Restante do Brasil, os fatores determinantes da mortalidade no primeiro ano de vida devem ter pesos diferentes para cada região. Afinal, ao se comparar os fatores de risco da mortalidade infantil de duas (ou mais) regiões, diferenças podem ocorrer tanto na relação estrutural das covariáveis consideradas e a variável dependente quanto na composição dos nascimentos nas categorias das covariáveis consideradas.

Assim sendo, pergunta-se: os determinantes da mortalidade neonatal e pós-neonatal entre as regiões Nordeste e o Restante do Brasil são diferentes? Caso haja diferença, o quanto dela pode ser explicada pela desigualdade entre as duas regiões no tamanho relativo dos elementos nas categorias das variáveis consideradas? Para quais fatores devem ser direcionadas as ações de políticas públicas a fim de que sejam reduzidos os níveis e os diferenciais de mortalidade infantil no Brasil?

As respostas a estes questionamentos, que constituem o objetivo da presente tese, poderão subsidiar a formulação de medidas políticas que contribuam para o declínio dos níveis da mortalidade neonatal e pós-neonatal no Brasil e, principalmente, para a redução das desigualdades nos riscos de morte entre o Nordeste e o Restante do Brasil e entre os subgrupos populacionais caracterizados por diferentes condições demográficas e socioeconômicas.

Para se atingir os objetivos gerais propostos, são delineados os seguintes objetivos específicos:

- 1) identificar para o Nordeste e para o Restante do Brasil, quais os fatores de risco da mortalidade neonatal e pós-neonatal;
- 2) calcular o excesso de mortalidade referente às categorias de risco das variáveis consideradas em cada análise de regressão múltipla;
- 3) comparar as probabilidades de morte neonatal e pós-neonatal, de ambas as regiões, para os estratos gerados pelos modelos de regressão múltipla, realizando uma padronização na qual serão utilizadas as proporções de cada estrato como elementos de ponderação.

A análise em separado para as componentes neonatal e pós-neonatal se justifica pelo fato de que os fatores que colocam em risco a sobrevivência são diferentes para

cada um de tais segmentos. Para o período neonatal, por exemplo, espera-se que tenham grande influência no risco de mortalidade aspectos relacionados com o atendimento pré-natal e parto. Por outro lado, para o período pós-neonatal cresce a importância de fatores relacionados com o meio ambiente em que a criança vive.

Esta tese está estruturada da seguinte maneira: no Capítulo 2, é apresentada uma revisão sobre a importância de um conjunto de fatores de risco da mortalidade no primeiro ano de vida. O terceiro capítulo é dedicado à apresentação da fonte dos dados, variáveis consideradas, métodos de obtenção das variáveis e metodologias. No Capítulo 4 são realizadas análises regionais para a componente neonatal, bem como a comparação das probabilidades padronizadas de morte dessa componente, das duas regiões consideradas. O mesmo tipo de análise é realizado para o segmento pós-neonatal, que constitui o foco de atenção do Capítulo 5. No Capítulo 6 é apresentado um resumo da tese, com as conclusões e sugestões de possíveis estudos futuros.

2. FATORES ASSOCIADOS AO RISCO DE MORTALIDADE NEONATAL E PÓS-NEONATAL

O declínio nos níveis de mortalidade por que passaram ou têm passado a maioria dos países do mundo é considerado como um dos principais e mais marcantes avanços recentes no que se refere ao bem-estar da humanidade. Mudanças nos níveis de mortalidade são muito associadas às transformações socioeconômicas e à melhoria das condições de vida. As causas que levam a tais mudanças são várias, têm provocado amplos debates acadêmicos e incluem o controle das crises de mortalidade que aconteceram até o século XIX, melhoras nos níveis e hábitos alimentares, desenvolvimento de vacinas e medicamentos, redução dos riscos ambientais de contaminação por meio de distribuição de água encanada, implantação de rede de esgoto e coleta de lixo, desenvolvimento socioeconômico, redução nos níveis de fecundidade, ampliação da cobertura e de facilidade de acesso aos serviços de saúde e menor exposição a fatores de risco, dentre outros motivos.

O declínio da mortalidade está associado, dentre outros fatores, à forma com que as sociedades entendem o processo saúde-doença e de como os indivíduos que compõem tais sociedades interagem com o sistema de atenção à saúde. O presente capítulo tem por objetivo apresentar alguns dos principais fatores associados ao risco de mortalidade neonatal e pós-neonatal, ressaltando a natureza das associações, sua magnitude e possíveis explicações. Os fatores restringem-se àqueles efetivamente utilizados nos exercícios empíricos empreendidos nesta tese, a despeito da existência de outros que eventualmente se mostraram relevantes à luz de análises diferentes ou de análises similares em contextos distintos.

Para a análise do período neonatal as variáveis consideradas são: intervalo entre os nascimentos (intervalo prévio), idade da mãe ao ter o filho, ordem do nascimento, educação materna, local de residência, atendimento pré-natal, pessoa que fez o parto e tamanho da criança ao nascer. Na análise da mortalidade pós-neonatal serão consideradas as seguintes variáveis: intervalo prévio, idade da mãe ao ter o filho, ordem do nascimento, aleitamento materno, educação materna, local de residência e água utilizada para beber.

2.1 Intervalo entre os nascimentos

Um dos fatores de risco da mortalidade nas primeiras idades que tem sido amplamente discutido na literatura é o intervalo entre os nascimentos. Intervalos curtos contribuiriam para aumentar o risco de mortalidade, ao passo que intervalos longos agiriam no sentido contrário, aumentando as chances de sobrevivência.

Pode-se considerar que existem, basicamente, três mecanismos que relacionam intervalos intergenésicos e mortalidade na infância (PALLONI & TIENDA, 1986). O primeiro destes mecanismos seria biológico e relaciona-se com a síndrome de depleção materna. Intervalos curtos entre os nascimentos levariam o organismo materno a um desgaste excessivo, tendo por consequência o retardamento do crescimento fetal, que por sua vez, acarretaria um nascimento cuja criança teria baixo peso, o que aumenta o risco de morte, principalmente por causas endógenas.

O segundo mecanismo é o da ‘competição entre irmãos’ por recursos materiais e atenção e cuidados maternos. Intervalos curtos contribuiriam para aumentar o número de irmãos ‘competindo’ por recursos tais como alimentação e vestuário, bem como por cuidados maternos. Essa competição por recursos materiais e por cuidados maternos poderia ter duas consequências sobre a mortalidade de dois irmãos: a primeira, é que poderia aumentar o risco de mortalidade do irmão mais velho, visto que os recursos e atenção seriam direcionados para o mais novo e mais frágil; a segunda seria que, visto que o irmão mais velho teria mais chance de sobreviver, pois já teria passado pelo período mais crítico de risco de morte, os pais, por isso mesmo, priorizariam para este filho seus recursos e atenção. Desta forma, os pais estariam aumentando as chances de sobrevivência do filho mais velho e o risco de morte seria maior para a criança mais nova.

O último mecanismo seria que intervalos curtos entre nascimentos acarretam um número maior de irmãos compartilhando o mesmo ambiente, aumentando, assim, o risco de contraírem doenças infecto-contagiosas e virem a morrer.

HOBcraft et al. (1985), realizaram um amplo estudo comparativo utilizando dados da World Fertility Survey (WFS) de 39 países para avaliar o efeito do intervalo

entre nascimentos sobre a mortalidade neonatal, pós-neonatal, no segundo ano de vida, e nos três anos seguintes. Os autores verificaram que qualquer nascimento dentro do período mais curto (0 a 2 anos) anterior ao da criança de referência está relacionado com aumento do risco de mortalidade desta. No entanto, o risco de mortalidade não se altera se a criança de referência nasceu após um período de 2 a 4 anos do irmão anterior.

MILLER et al. (1992) analisaram o efeito do intervalo entre nascimentos sobre a mortalidade de crianças de até 23 meses, utilizando dois conjuntos de dados: i) “Determinants of Natural Fertility Survey” (DNFS) de Matlab, Bangladesh, e ii) “Cebu Longitudinal Health and Nutritional Survey”, nas Filipinas. Os riscos relativos de morrer para as crianças que nasceram menos de 15 meses após um nascimento anterior eram, respectivamente, 1,98 e 1,87 (em relação aos nascimentos ocorridos com intervalos iguais ou superiores a 15 meses) para Bangladesh e Filipinas.

Em um estudo sobre o efeito do espaçamento entre nascimentos sobre a mortalidade pós-neonatal no Brasil, CURTIS et al. (1993) utilizaram os dados da DHS de 1986, aos quais aplicaram modelos logísticos com efeitos aleatórios no nível da família, que permitem controlar pela correlação de mortes entre irmãos. Os autores afirmam que os efeitos dos intervalos prévios de nascimentos são altamente significantes no Brasil, principalmente na região Nordeste. O risco de mortalidade pós-neonatal para crianças que nasceram num intervalo inferior a 12 meses é 5,5 vezes maior do que para crianças que nasceram em intervalos de pelo menos 24 meses. O efeito de intervalos mais longos sobre a mortalidade pós-neonatal é mais intenso no Nordeste do que no resto do país, o que pode estar associado a piores condições sociais e econômicas. LEITE (1994) e SIMÕES & LEITE (1994), ao analisarem dados da Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nordeste de 1991 (DHS/91), para avaliar os determinantes da mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal no Nordeste do Brasil, verificaram efeitos significantes do intervalo prévio sobre a mortalidade tanto neonatal quanto pós-neonatal. SANTOS (1996), por sua vez, encontrou efeito significativo do intervalo prévio para o período pós-neonatal. Contudo, para o período neonatal a autora verificou que o aumento de risco de mortalidade em função de intervalos curtos (menores do que 18 meses) apenas se davam quando tais intervalos se associavam a parturição elevada (filho de ordem 5 ou mais). Ao trabalharem com dados da DHS/96 para o Brasil, RODRIGUES & LEITE (2001) não observaram efeito significativo do intervalo prévio nem da ordem do nascimento sobre a mortalidade neonatal.

Os resultados dos estudos referentes ao Brasil parecem ir ao encontro do que observam PALLONI & TIENDA (1986). Estes autores acreditam que o efeito do intervalo entre nascimentos deve ser mais pronunciado na infância do que logo após o nascimento. Contudo, MURPHY & WANG (2001), ao aplicarem metodologia bayesiana a dados de uma pesquisa de 1988 na China, verificaram grande evidência de que intervalo prévio tem um impacto muito forte sobre a sobrevivência infantil naquele país. Portanto, a variável intervalo prévio foi incluída na análise para se verificar seu efeito sobre a mortalidade neonatal e pós-neonatal de duas regiões com características socioeconômicas e demográficas diferentes.

2.2 Idade da mãe ao ter o filho

Idade da mãe ao ter o filho tem sido apontado como um dos fatores de risco da mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal. Se, por um lado, as adolescentes não teriam seu sistema reprodutivo totalmente preparado para engravidar, por outro, mulheres com mais de 35 anos o teriam mais desgastado, menos eficiente. Em ambos os casos, os nascimentos teriam maior risco de mortalidade (PEBLEY & STUPP, 1987).

HOBcraft et al. (1985), em sua análise dos dados da WFS para 39 países, encontraram que a mortalidade é claramente maior entre os filhos de mães adolescentes. Porém, os dados não sugerem um aumento no risco de mortalidade dos filhos de mães mais velhas, mesmo as de 35 anos ou mais. Segundo os autores, os resultados sugerem que ao se controlar o experimento pelo espaçamento entre nascimentos, os riscos associados com idades mais elevadas da mãe deixam de ser significantes. PEBLEY & STUPP (1987), contudo, chegam a conclusões distintas, utilizando dados de quatro vilas rurais da Guatemala. Em seu trabalho, estes autores verificaram efeito significativo tanto do intervalo entre os nascimentos quanto da idade materna, bem como do número de ordem do nascimento.

Vários estudos têm sido desenvolvidos com dados referentes ao Brasil, que incluem o fator idade da mãe na análise da mortalidade durante o primeiro ano de vida. CURTIS & McDONALD (1991), estudando a mortalidade neonatal e pós-neonatal com dados da DHS de 1986 para o Brasil, categorizaram a idade materna em 4 grupos: 10 a

19 anos, 20 a 24 (categoria de referência), 25 a 34 e 35 anos e mais. Os autores verificaram que entre as idades de 25 e 34 anos os riscos de mortalidade neonatal foram um pouco maiores do que para a categoria de referência (20 a 24 anos). Os maiores riscos foram observados entre filhos cujas mães tinham idade de 10 a 19 anos e, principalmente, 35 anos e mais. No período pós-neonatal, os filhos de maior risco foram os de mães adolescentes.

RODRIGUES & LEITE (2001), ao analisarem os fatores de risco da mortalidade neonatal no Brasil, encontraram efeito significativo da idade materna e efeito não significativo do intervalo prévio. Estes autores mencionam que o efeito da idade da mãe sobre a mortalidade neonatal ficava reduzido quando eram incluídas no modelo variáveis tais como escolaridade da mãe e assistência pré-natal. Os resultados de Rodrigues e Leite são semelhantes aos de CÉSAR, RIBEIRO & ABREU (2000), que utilizaram dados do município de Belo Horizonte para o ano de 1993. Em seu trabalho as autoras encontraram que idade da mãe era um fator significativo da mortalidade neonatal. Porém, quando o fator que media o nível de escolaridade da mãe era incluído no modelo, o efeito referente à idade da mãe ficava reduzido. MACHADO (2002), trabalhando com dados do município de São Paulo do ano de 1998, encontrou maior mortalidade dos filhos de adolescentes do que de outras idades, tanto na análise neonatal quanto na pós-neonatal.

A variável idade da mãe ao ter o filho foi incluída nas análises deste estudo para verificar se o seu efeito é diferenciado para a mortalidade pós-neonatal e neonatal.

2.3 Ordem do nascimento

As evidências têm mostrado que, de maneira geral, tanto o primeiro nascimento quanto os nascimentos de ordem elevada são de maior risco de mortalidade. Também é proposto que o efeito combinado do espaçamento curto entre nascimentos e parturição elevada pode contribuir para prejudicar a saúde tanto das mães quanto dos filhos (MILLER et al., 1992).

HOBcraft et al. (1985), em sua análise com dados da WFS para 39 países, verificaram que há um claro excesso de mortalidade neonatal para os primeiros

nascimentos. No entanto, os autores não encontraram evidência de excesso de mortalidade para as crianças cuja ordem de nascimento está entre 4 e 6, ou de ordem igual ou superior a 7, quando outros fatores foram acrescentados ao modelo. Os resultados sugerem que a mortalidade relacionada com nascimentos de ordens elevadas pode estar predominantemente associada a outros fatores, possivelmente ao padrão de espaçamento e, talvez, educação da mãe. CURTIS & McDONALD (1991), ao contrário, encontraram, para dados referentes à DHS/86 do Brasil, que os filhos de maior risco de morte pós-neonatal eram os nascidos de ordem 7 ou mais, seguidos dos primeiros nascimentos. FORSTE (1994), em seu trabalho com dados da Bolívia, encontrou que parturição mais alta aumentava o risco de mortalidade das crianças de até 23 meses.

O maior risco de morte associado aos primogênitos e aos filhos de ordem elevada parece sofrer a intermediação de outros fatores, como observaram SAWYER & BELTRÃO (1992). Estes autores, que analisaram a mortalidade infantil no Brasil com a aplicação da técnica de GOM (*Grade of Membership*) aos dados da DHS de 1986, verificaram que o maior risco associado aos primeiros filhos era atenuado pelas condições socioeconômicas e acesso a serviços de saúde.

A variável ordem de nascimento foi incluída para verificar seu efeito na mortalidade neonatal e pós-neonatal de regiões com características demográficas e socioeconômicas distintas, como as consideradas nesta tese.

2.4 Aleitamento materno

Um fator essencial para a sobrevivência infantil refere-se ao estado nutricional da criança. Tem sido amplamente discutido na literatura o efeito da amamentação para a saúde e sobrevivência durante o primeiro ano de vida (PALLONI & TIENDA, 1986; PALLONI & MILLMAN, 1986; SANTOS, 1996). Segundo estes autores, o leite materno tem, no mínimo, três propriedades que ajudam a proteger a saúde das crianças: 1) Contém os nutrientes necessários para o crescimento de uma criança até, no mínimo, os seis meses; 2) contém anticorpos que servem para prevenir infecções e o sistema intestinal; 3) é um líquido estéril, que contém substâncias que previnem o crescimento de bactérias.

Para PALLONI & TIENDA (1996), a substituição parcial ou completa do leite materno deve ser mais perigosa para a saúde das crianças que estejam mais expostas a agentes de doenças. Visto que o potencial do leite materno diminui depois de aproximadamente seis meses, os efeitos da amamentação nesse período devem ser maiores quando os recursos são escassos, quando práticas higiênicas adequadas não são possíveis, e para grupos sociais com pouco acesso a informações e serviços médicos. A existência desses serviços poderia atenuar os efeitos deletérios gerados pela ausência de nutrição adequada, exposição a infecções e ausência de higiene.

O aleitamento também tem uma importante função contraceptiva. De acordo com PALLONI & MILLMAN (1986), amamentação exclusiva atrasa a primeira ovulação pós-parto, e dessa forma, atrasa também a concepção seguinte, fazendo com que o intervalo entre os nascimentos sejam mais longos. Intervalos mais longos, por sua vez, contribuem para que o aleitamento seja prolongado, trazendo, assim, os benefícios para a saúde e sobrevivência das crianças.

GOLDBERG et al. (1984) aplicaram modelos log-lineares a dados de uma pesquisa realizada pela BEMFAM (Sociedade Civil Bem-Estar Familiar no Brasil) em 1980, em quatro estados da região Nordeste do Brasil. Os autores argumentam que a questão da amamentação torna-se mais importante na medida em que alimentos industrializados estão facilmente disponíveis. Goldberg et al. encontraram que as maiores diferenças absolutas na mortalidade entre as crianças amamentadas e as não amamentadas foram encontradas para aquelas residentes na zona rural, filhas de mães sem escolaridade, que exerciam alguma atividade remunerada fora do lar e que não usavam qualquer serviço de saúde.

Em sua análise do impacto da amamentação sobre a mortalidade infantil no Nordeste do Brasil, SANTOS (1994) conclui que a amamentação é significativamente importante para aumentar as chances de sobrevivência das crianças, mesmo depois de controlar por variáveis socioeconômicas e demográficas.

Uma questão que deve ser considerada ao se analisar os efeitos do aleitamento na sobrevivência infantil é a chamada causalidade reversa. Uma criança pode contrair uma doença que a leva à cessação do aleitamento, e vir a morrer em consequência dessa doença. Nesse caso, foi a doença que levou à morte e à consequente cessação da

amamentação, e não o contrário. Em alguns casos, a amamentação pode nem mesmo ser iniciada devido a questões de baixo peso ao nascer e prematuridade. Em análises de regressões múltiplas, caso não se faça um controle desse tipo de problema, os coeficientes dos parâmetros referentes ao aleitamento podem ficar sobreestimados.

A variável aleitamento materno foi incluída nas análises desta tese por ser um fator de confundimento da relação entre intervalo prévio e sobrevivência infantil. Deseja-se ainda, verificar os riscos diferenciados de mortalidade pós-neonatal nas regiões estudadas, em função deste fator. Para controlar por causalidade reversa, será incluída na análise a variável que indica qual foi o motivo de interrupção do aleitamento.

2.5 Educação materna

Educação materna tem sido utilizada como uma variável socioeconômica na análise da mortalidade infantil. Além de ser um importante fator de diferenças observadas em termos de tempo de aleitamento, acesso a serviços de saúde e espaçamento intergenésico, dentre outros fatores que afetam a sobrevivência dos filhos, tem sido objeto de debate a existência de uma possível relação causal entre educação materna e mortalidade durante o primeiro ano de vida (VASCONCELOS, 1999).

CALDWELL (1979), fez uma ampla análise exploratória de dados da Nigéria, considerando variáveis tais como ocupação da mãe, ocupação do pai, ocupação dos avós, área de residência, tipo de casamento e educação dos pais, dentre outras, e concluiu que educação materna era a variável que se relacionava de maneira mais consistente com a mortalidade infantil naquele país. Segundo o autor, educação materna não deveria ser empregada apenas como proxy socioeconômica, mas ser examinada como uma importante força contribuinte para a sobrevivência das crianças. Educação materna seria tão importante que reduziria os efeitos da ausência de serviços de saúde. Para Caldwell existem, no mínimo, três explicações para a relação entre educação materna e mortalidade na infância:

- 1) mães com maior nível de escolaridade rompem com as tradições e tabus e tornam-se menos fatalistas sobre doenças. Elas adotam com mais rapidez as alternativas de

tratamento que se tornam disponíveis, mudam suas práticas de amamentação e utilizam uma alimentação mais equilibrada;

- 2) mães educadas são melhor ouvidas pelos médicos e enfermeiras, exigindo seus direitos, além de entendê-los como direitos e não como favores;
- 3) educação das mulheres muda as relações de gênero, com profundo efeito sobre os cuidados dos filhos. As mães passam a ter maior autonomia e liberdade nas tomadas de decisão. As relações de gênero se alteram não apenas em relação aos maridos, mas também em relação às suas próprias mães e às sogras.

DAS GUPTA (1990) considera que educação materna está fortemente associada à saúde e sobrevivência das crianças, por trazer embutido nesse fator a competência e práticas de cuidado que as mães dispensam a seus filhos.

SANDIFORD et al. (1995), preocupados em evidenciar se a alfabetização ocorrida na fase adulta das mulheres, e não apenas quando elas ainda eram crianças, exercia algum efeito sobre a mortalidade infantil, analisaram tendências das taxas de mortalidade infantil da Nicarágua para três grupos de mulheres: um de analfabetas, outro de alfabetizadas na infância, e um terceiro de mulheres que foram alfabetizadas, quando adultas, durante a “Cruzada Nacional de Alfabetización”. O primeiro período analisado foi anterior à campanha de alfabetização e os quatro seguintes, posteriores. As taxas de mortalidade infantil dos filhos cujas mães eram analfabetas permaneceram quase constantes. Para as mães alfabetizadas na infância, as taxas variaram um pouco mais, porém num nível bem inferior ao observado para as mães analfabetas. Os autores, contudo, chamam a atenção para a tendência observada nas taxas de mortalidade infantil calculadas para o grupo de crianças cujas mães foram alfabetizadas quando adultas. Nos dois primeiros períodos as taxas desse grupo eram muito próximas às do grupo de analfabetas, ao passo que a partir do terceiro período seu valor cai substancialmente, passando a acompanhar a tendência das taxas de mortalidade dos filhos cujas mães tiveram educação formal. Para os autores, os resultados de seu trabalho sugerem que a escolarização em idade adulta teve um impacto importante sobre a avaliação, por parte das mulheres, de sua própria competência. A alfabetização parece ter alterado as relações de poder na família, de tal forma que as mulheres passaram a influenciar nas decisões a respeito da saúde dos filhos.

Em que pese o grande número de trabalhos que mencionam os efeitos benéficos da educação sobre a sobrevivência e saúde das crianças, a relação causal entre estes

fatores é questionada por DESAI & ALVA (1998). As autoras escrevem que essa relação é mais fraca do que comumente se acredita. Em seu estudo, foram focadas três variáveis dependentes: probabilidade de morte no primeiro ano, estatura por idade e número de vacinas recebidas pela criança de referência com idade de 12 meses e mais. As autoras observam que a educação materna é fortemente correlacionada com esses três indicadores de saúde na infância. Contudo, a magnitude dos coeficientes declina substancialmente e a diferença nos riscos analisados em função do nível de escolaridade das mães permanece significativa apenas para uns poucos países. As autoras consideram que se tivessem controlado também por outros fatores socioeconômicos, as relações entre educação materna e saúde das crianças seriam ainda mais atenuadas. Por isso, sugerem, com base nos seus resultados, que há poucas evidências para considerar que escolaridade da mãe tenha um impacto forte, positivo e independente sobre a sobrevivência dos filhos. A atenuação da associação entre educação materna e mortalidade neonatal tem sido observada por outros autores como, por exemplo, o de CURTIS & STEELE (1996) com dados de quatro países. Com dados referentes ao Brasil, resultados semelhantes podem ser vistos em CURTIS & McDONALD (1991), SANTOS (1996) e RODRIGUES & LEITE (2001).

Ao se verificar que os efeitos do nível de escolaridade da mãe sobre a sobrevivência das crianças são modestos em vários países, uma questão que se coloca é se os sistemas de saúde têm operado de forma democrática no sentido de cobrirem com qualidade a maior parcela possível da população, e assim contribuírem para a redução dos diferenciais de mortalidade entre subgrupos populacionais de níveis educacionais distintos.

Um exemplo claro da importância das políticas públicas para o aumento ou redução dos diferenciais de níveis de mortalidade entre subgrupos populacionais pode ser visto em SASTRY (1996), que analisou os fatores que influenciavam o risco de mortalidade na infância nas regiões Nordeste e Sul/Sudeste do Brasil, com dados referentes à Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar (DHS, 1986) e do Sistema de Informações Básicas Municipais de 1984. O autor concluiu que nas comunidades onde as unidades de saúde são maiores e mais especializadas, as mães com grau de instrução mais elevado tendem a se beneficiar mais desses serviços do que as mães menos instruídas. Tal fato contribui, portanto, para aumentar o diferencial de nível de mortalidade entre subgrupos sócio-econômicos

dessas comunidades. Por outro lado, em áreas onde as unidades de saúde são menores, porém em maior quantidade, o acesso aos serviços torna-se mais facilitado. Em tais comunidades ocorre maior interação entre os serviços de saúde e as mães cujo grau de instrução é mais baixo, favorecendo a sobrevivência de seus filhos. Unidades de saúde menores e em maior quantidade teriam o efeito que Sastry denomina de *substituto* da educação materna pois, argumenta, facilitam o acesso aos serviços e, provavelmente, contribuem para fornecer informações e ensinamentos às mães sobre saúde e cuidados básicos com os filhos.

A divergência nos resultados dos estudos mencionados no que se refere à associação entre escolaridade das mães e mortalidade e saúde das crianças impele a incluir aquela variável na análise. É de interesse observar se a inclusão de outros fatores altera a relação do nível educacional com a mortalidade neonatal e pós-neonatal e também se há efeito de interação entre escolaridade materna e outras variáveis. Esta inclusão é ainda mais estimulada quando se questiona a importância desse fator na determinação de diferenciais da mortalidade neonatal e pós-neonatal em duas regiões que se encontram em distintos estágios da transição demográfica, de condições socioeconômicas e de disponibilidade de serviços de saúde, como o Nordeste e o Restante do Brasil.

2.6 Local de Residência

Local de residência tem sido apontado em diversos trabalhos como um importante fator de diferenciais de mortalidade. Contudo, cabe questionar, conforme observa BEHM (1979), se a classificação rural-urbano seria suficiente para expressar a variedade de condições socioeconômicas que existe entre as grandes cidades e pequenas comunidades rurais.

Com relação à mortalidade infantil, alguns estudos sugerem que diferenciais de mortalidade em função do local de residência podem estar associados à carência de serviços de saúde nas zonas rurais. Segundo GOLDBERG et al. (1984), em seu trabalho com dados de quatro estados da região Nordeste do Brasil, dentre as crianças que nunca amamentaram, a mortalidade decresceu mais nas regiões urbanas, para mães com níveis

mais elevados de educação e que usavam serviços de saúde. VICTORA et al. (1986), trabalhando com dados do Rio Grande do Sul, encontraram que a mortalidade das crianças que residiam nas zonas urbanas seria – ao contrário do que verificaram Goldberg et al. – significativamente mais elevada do que a apresentada pelas crianças residentes na zona rural.

SASTRY (1997a), aplicou a metodologia de riscos proporcionais aos dados da DHS de 1986 do Brasil e concluiu que os diferenciais de mortalidade observados por local de residência não refletem apenas as diferenças nas características socioeconômicas e de comportamento no nível individual e das famílias, mas também as características de infra-estrutura da comunidade. Os serviços de saúde, especialmente aqueles de natureza curativa, parecem representar apenas um papel menor na explicação das diferenças entre as zonas rurais e urbanas.

2.7 Água utilizada para beber

Instalação adequada de água e de esgoto têm sido apontados, muito freqüentemente na literatura, como dois importantes fatores que contribuem para a sobrevivência das crianças. Além de detectar diferenças no aspecto socioeconômico, água de má qualidade e ausência de esgoto são meios potenciais de transmissão de doenças infecciosas e parasitárias. Seus efeitos seriam mais sentidos durante o período pós-neonatal e principalmente após o primeiro ano de vida, visto que é nessa fase que o ambiente no qual a criança vive poderia exercer maior influência sobre sua saúde e sobrevivência (SAWYER & SOARES, 1983). FERREIRA (1990), ao utilizar dados da PNAD de 1984 para o estado de São Paulo, verificou que saneamento era o fator que exercia maior influência sobre a mortalidade infantil, tanto na sua componente pós-neonatal quanto na neonatal. Neste ponto, cabe questionar qual teria sido o efeito captado pela variável saneamento na determinação da mortalidade neonatal, encontrado por Ferreira. Em geral, espera-se que pouca importância devam ter os fatores ambientais para os óbitos que ocorrem nos primeiros dias após os nascimentos, que estão mais relacionados à má formação congênita, ao baixo peso ao nascer e com assistência precária ao pré-natal, ao parto e ao recém-nascido. A significância do efeito do saneamento sobre a mortalidade infantil observada por Ferreira deve estar,

provavelmente, refletindo diferenças socioeconômicas entre os grupos cujas condições de saneamento são distintas.

SIMÕES & LEITE (1994), utilizando dados da DHS de 1991 para a região Nordeste, verificaram que a variável saneamento do domicílio não exercia efeito significativo sobre a mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal. SASTRY (1996), que aplicou os modelos de riscos proporcionais com efeitos aleatórios no nível da família e da comunidade aos dados da DHS de 1986 e do Sistema de Informações Básicas Municipais (IBGE) de 1984, conclui que, para a região Nordeste, a qualidade da água¹ fornecida, mais do que a quantidade, seria um importante fator de sobrevivência para as crianças cujas mães têm baixa escolaridade. Um acréscimo de 10% nos domicílios que recebiam água de rede pública estava associado a 35% menos mortes para crianças cujas mães tinham nível de escolaridade mais baixo. Se a água provinha de poço, um acréscimo de 10% na oferta de água desse tipo de fonte representava uma redução de 12% no número de óbitos. Na região Sul/Sudeste, um incremento de 10% nos domicílios abastecidos com água da rede pública aparentemente não altera os riscos de morte.

2.8 Assistência pré-natal e ao parto

Um possível efeito de confundimento que a assistência pré-natal exerceria na relação entre intervalo prévio e sobrevivência infantil foi mencionado por POTTER (1988). Tal efeito seria de que o uso de métodos contraceptivos (influenciado pelo acesso aos serviços de saúde), e não o tempo de amamentação, seria o fator mais importante na determinação do tamanho do intervalo entre nascimentos. LANTZ, PARTIN & PALLONI (1992) argumentam em sentido contrário ao de Potter e afirmam que tais relações (entre práticas contraceptivas e espaçamento entre nascimentos) exagerariam os efeitos dos intervalos entre nascimentos. Estudo com dados do Brasil mostraram não haver efeito de confundimento entre intervalo entre nascimentos e uso de serviços de saúde (McCRAKEN, 1992; SIMÕES & LEITE, 1994; LEITE, 1994).

¹ A qualidade água foi avaliada por SASTRY (1996) como aquela fornecida por rede pública ou não. A quantidade de água foi determinada por se ter ou não um poço no domicílio.

A importância da assistência pré-natal como um fator de determinação de diferenciais de mortalidade neonatal tem sido mencionada no Brasil (MACHADO, 2002; RODRIGUES & LEITE, 2001; SIMÕES & LEITE, 1994). Diferenças na assistência durante a gravidez, por sua vez, estão associadas a fatores socioeconômicos, educação e idade da mãe, disponibilidade de serviços de saúde, distância e facilidade de acesso a tais serviços, dentre outros (WORLD, 1992; COSTA et al., 1996; MAGADI, MADISE & RODRIGUES, 2000).

Outro aspecto importante relacionado com o atendimento pré-natal é que, idealmente, deveria ser durante as consultas que as mães (principalmente aquelas menos esclarecidas) receberiam informações e cuidados que teriam a finalidade de reduzir os riscos de morbimortalidade materna e infantil bem como a incidência de nascimentos prematuros e com baixo peso. No entanto, estudos têm apontado para deficiências no atendimento às grávidas. HOTIMSKY et al. (2002) realizaram estudos de grupos focais com mulheres que participavam de um programa de incentivo ao parto normal em um hospital maternidade no município de São Paulo. As opiniões das mulheres a respeito do atendimento pré-natal são no sentido de que o modelo de assistência não as orienta de forma adequada. Há relatos de mulheres que fazem perguntas aos profissionais e eles não respondem. Muitas mencionam que não conseguem assimilar as orientações que constam de materiais educativos.

Outros estudos destacam que óbitos ocorridos durante o período neonatal seriam parcialmente redutíveis por diagnóstico precoce ou por adequado controle da gravidez e atenção ao parto (COSTA et al. 2001; RIBEIRO & SILVA, 2000; ORTIZ, 1999/2000; ORTIZ, 1999; CARVALHO et al., 1997, MALUF, 1996).

Um problema detectado por ARAÚJO et al. (2000) é a ausência de profissional de pediatria durante o parto. Os autores destacam que a maior parte dos recém-nascidos pelo SUS no município de Caxias do Sul, que evoluíram para óbito, não teve atendimento pediátrico na sala de parto. Os serviços do pediatra somente eram solicitados em situações anteriormente detectadas como de risco. Tal situação pode estar relacionada com a insuficiência de recursos para custeio de procedimentos médicos, conforme detectaram ROSA & HORTALE (2002). As autoras, que analisaram dados de 1994 de quatro maternidades de um município da Região Metropolitana do Rio de Janeiro, verificaram que nenhuma delas estava preparada para receber gestantes de

risco. Além disso, a maternidade de referência, que mais recebia gestantes de alto risco, era também a que tinha os problemas estruturais mais sérios. As autoras encontraram deficiências relacionadas com o processo e com a estrutura de assistência ao parto e ao neonato, que acabam por culminar em óbitos evitáveis.

Deficiências de estrutura e relacionadas com o atendimento aos usuários têm estimulado o desenvolvimento de trabalhos de avaliações e de auditoria médica que objetivam contribuir para melhorar a qualidade da assistência pré-natal (DIAS-DA COSTA et al., 2000; SILVEIRA, SANTOS & DIAS-DA-COSTA, 2001). Os trabalhos mencionados apontam para precariedade da estrutura (principalmente devido a deficiências da planta física), baixa cobertura, número médio de consultas reduzido e baixo índice de adequação do atendimento pré-natal. CARVALHO (1996), analisando dados de uma amostra de gestantes residentes no município de Curitiba, no mês de abril de 1995, verificou que a não realização do pré-natal era pequena, porém era elevada a proporção de atendimentos iniciados tardiamente e com um número insuficiente de consultas.

Assistência pré-natal e atendimento ao parto foram incluídos neste trabalho para se verificar sua associação com a mortalidade neonatal e também avaliar seu efeito sobre outros fatores de risco.

2.9 Tamanho da criança ao nascer

Prematuridade tem sido apontada como um importante fator associado à mortalidade neonatal (MILLER, 1989; MILLER et al., 1992; SIMÕES & LEITE, 1994; SANTOS, 1996). A prematuridade também tem sido apontada na literatura como uma possível fonte de confundimento na relação entre intervalo intergenésico e mortalidade, bem como entre amamentação e mortalidade. Intervalos curtos podem ser a causa de nascimentos pré-termo, que por sua vez tendem a ser de baixo peso, aumentando assim, o risco de mortalidade (MILLER, 1989; PALLONI & TIENDA, 1986). No entanto, o questionário da DHS de 1996 para o Brasil não inclui o quesito sobre prematuridade, mas inclui a variável peso ao nascer, que é muito associada com aquela. Porém, análise dos dados indica que há um grande número de casos que não contêm informações sobre

o peso ao nascer. Por esse motivo, análises de regressão múltipla realizadas com a utilização dessa variável poderiam ficar com sua qualidade comprometida. Não obstante, o questionário inclui a variável tamanho da criança ao nascer, que apesar de estar sujeita a avaliações subjetivas da mãe – pois o tamanho é declarado por ela – pode ser utilizada como uma *proxy* do peso ao nascer (DAS GUPTA, 1990; RODRIGUES & LEITE, 2001). Rodrigues e Leite verificaram que a taxa de mortalidade neonatal para as crianças consideradas muito pequenas ao nascer era 3,4 vezes o valor da taxa para os demais tamanhos. Assim sendo, a variável tamanho da criança ao nascer será utilizada nesta tese, em substituição à variável peso ao nascer.

Peso ao nascer tem sido considerado, em diversos estudos com dados brasileiros de regiões e tempos distintos, um importante fator de mortalidade neonatal e infantil (BARROS & VICTORA, 1989; GOMES & SANTO, 1997; HERMANN, FIGUEIRA & ALVES, 1999; NETO & BARROS, 2000). Também tem sido visto que baixo peso pode estar associado com a idade da mãe ao ter o filho: COSTA & GOTLIEB (1998) encontraram maior incidência de baixo peso ao nascer entre as mães adolescentes.

2.8 Considerações finais

No presente capítulo foi realizada uma revisão da literatura sobre fatores socioeconômicos, demográficos e de saúde que geram riscos diferenciados de morte neonatal e pós-neonatal. Esta revisão mostra que a relação entre os diversos fatores considerados e a mortalidade neonatal e pós-neonatal é bastante complexa. A relação entre intervalo prévio e mortalidade durante o primeiro ano de vida, por exemplo, pode ser influenciada pela ordem de nascimento e pela idade da mãe ao ter o filho. A relação desta variável com a sobrevivência das crianças pode sofrer influência do nível de escolaridade da mãe, cuja associação com a mortalidade neonatal e pós-neonatal, por sua vez, pode sofrer alterações dependendo do tipo de atendimento pré-natal recebido. Esta variável pode intermediar a relação entre idade e mortalidade neonatal e também afeta e é afetada pelo tipo de atendimento ao parto.

Nesta tese, procurar-se-á considerar essa rede intrínseca das relações entre os fatores incluídos nas análises visando contribuir para ações políticas que visem a redução de níveis e de diferenciais de mortalidade no Brasil.

No próximo capítulo serão feitas considerações acerca da fonte dos dados, dos métodos de obtenção das variáveis bem como da metodologia a ser empregada nos capítulos posteriores.

3. FONTE DOS DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS

Neste capítulo são apresentadas algumas características referentes à fonte dos dados (DHS/96) e discutidos aspectos metodológicos relacionados aos modelos de regressão logística, ao procedimento de padronização e ao cálculo do excesso de mortalidade.

3.1 Fonte dos dados – DHS/96

Os dados utilizados na presente tese provêm da Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (*Demographic and Health Survey – DHS/96*). A coleta dos dados da DHS/96 foi feita entre março e junho de 1996 por meio de entrevistas domiciliares, com aplicação de três tipos de questionários (de domicílio, de mulheres e de homens). A amostra da pesquisa constitui-se numa subamostra da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD-95) e foi planejada para obter estimativas independentes para sete regiões: Rio de Janeiro, São Paulo, Sul, Centro-Oeste, Nordeste, Norte (área urbana) e Centro-Leste (Minas Gerais e Espírito Santo), além de assegurar estimativas independentes para os estados do Rio Grande do Norte, Bahia, Pernambuco, Ceará e Rio Grande do Sul. A amostragem, probabilística, foi realizada em dois estágios: o primeiro, constituído da seleção do setor censitário e o segundo, do domicílio.

Após a seleção do domicílio, entrevistaram-se todas as mulheres com idade entre 15 e 49 anos. A entrevista com os homens de idade entre 15 e 59 anos foi realizada de uma subamostra de 25% da amostra das mulheres. Ao final, coletaram-se dados para 13.283 domicílios, onde se encontraram 14.579 mulheres, das quais 86% foram entrevistadas.

3.1.1 Base de dados do período neonatal

Para a construção da base de dados utilizada para análise do período neonatal foram excluídos os seguintes casos:

- I) nascimentos múltiplos, por terem maior risco de morte do que os nascimentos simples;
- II) crianças cujo nascimento tenha ocorrido há menos de 1 mês da data da entrevista, por restrição da metodologia empregada (regressão logística), que só possibilita trabalhar com dados cujo tempo de exposição ao risco tenha sido completo;
- III) crianças cujo óbito tenha ocorrido com pelo menos 1 mês após o nascimento, pois o evento de interesse se deu além do intervalo de estudo.

Para a região Nordeste, a amostra final ficou constituída de 2193 crianças, das quais 47 morreram durante o período neonatal. Para o Restante do Brasil, a amostra constituiu-se de 2746 crianças, das quais 44 morreram no período neonatal. Para o conjunto do Brasil tem-se, portanto, 4939 nascimentos e 91 óbitos. O universo de análise constitui-se dos nascimentos ocorridos a partir de 1991 (cinco anos antes da data de referência da pesquisa), pois algumas variáveis, tais como aquelas relativas à atenção à gravidez e ao parto só foram coletadas para crianças que nasceram a partir dessa data².

Para análise da mortalidade neonatal foram consideradas as seguintes variáveis: local de residência, escolaridade da mãe, idade da mãe ao ter o filho, ordem do nascimento, intervalo prévio, tamanho da criança ao nascer, atendimento pré-natal e atendimento ao parto.

Na TAB. 1 são apresentadas as categorias utilizadas para as variáveis e as respectivas frequências observadas de nascidos vivos, óbitos e sobreviventes por região.

² Esta consideração também é válida para o caso da construção da base de dados para análise da mortalidade pós-neonatal.

TABELA .1 Nascidos vivos e óbitos no período neonatal, por fatores selecionados Nordeste e Restante do Brasil, 1991-96

Fatores de risco	Nordeste		Restante do Brasil	
	Nasc. vivos	Óbitos	Nasc. vivos	Óbitos
Local de residência				
Urbano	1321	22	2338	36
Rural	872	25	408	8
Escolaridade da mãe				
5 anos ou mais	874	15	1633	27
até 4 anos	1319	32	1113	17
Idade da mãe				
20 ou mais	1715	30	2176	32
10 a 19 anos	478	17	570	12
Ordem nasc./Int. Prévio				
Primeiro filho (base)	683	14	1009	14
2 ou 3; int. curto	200	6	133	4
2 ou 3; int. longo	678	11	1118	13
4 ou mais	632	16	486	13
Pré-natal				
Adequado (base)	731	4	1099	10
Inadequado	943	24	1414	28
sem assistência	519	19	233	6
Tamanho ao nascer				
outros	2093	38	2637	41
muito pequeno	100	9	109	3
Assistência ao parto				
com médico	1296	24	2298	23
outros	897	23	448	21

Fonte dos dados brutos: DHS/96

3.1.2 Base de dados do período pós-neonatal

Para construção da base de dados utilizada para análise do período pós-neonatal foram excluídos os seguintes casos:

- I) nascimentos múltiplos, por terem maior risco de morte do que os nascimentos simples;
- II) crianças cujo nascimento tenha ocorrido há menos de 12 meses da data da entrevista, por ser uma restrição da metodologia regressão múltipla utilizada, que não possibilita

trabalhar com dados censurados, ou seja, é necessário que o tempo de exposição ao risco seja completamente observado;

III) crianças cujo óbito tenha ocorrido durante os primeiros trinta dias após o nascimento, pois o evento de interesse (morte) se deu aquém do período de estudo (pós-neonatal) e constituirão objeto da análise da mortalidade neonatal³;

IV) crianças cujo óbito tenha ocorrido com pelo menos 12 meses após o nascimento, pois o evento de interesse se deu além do intervalo de estudo.

Para a região Nordeste a amostra final constitui-se de 1710 crianças, das quais 67 morreram durante o período pós-neonatal. Para o Restante do Brasil foram contabilizadas 2197 crianças, das quais 29 morreram no período pós-neonatal. Para o conjunto do Brasil tem-se, portanto, 3907 nascimentos vivos e 96 óbitos no período pós-neonatal.

Para o período pós-neonatal são considerados os seguintes fatores de risco da mortalidade: local de residência, água utilizada para beber, escolaridade da mãe, idade da mãe ao ter o filho, ordem do nascimento, intervalo prévio, aleitamento materno e motivo da interrupção da amamentação.

A TAB. 2 apresenta a frequência de nascidos vivos, óbitos pós-neonatais e sobreviventes para o período pós-neonatal no Nordeste e Restante do Brasil, em função das variáveis consideradas.

³ Considera-se como mortalidade pós-neonatal, para efeito de análise da presente tese, os óbitos ocorridos após trinta dias do nascimento e antes da criança completar um ano de idade. Óbitos ocorridos nos primeiros trinta dias de vida são considerados como neonatal.

TABELA 2 Nascidos vivos e óbitos no período pós-neonatal, por fatores selecionados – Nordeste e Restante do Brasil, 1991-96

Fatores de risco	Nordeste		Restante do Brasil	
	Nasc. Vivos	Óbitos	Nasc. Vivos	Óbitos
Local de residência				
Urbano	1021	25	1872	24
Rural	689	42	325	5
Água utilizada para beber				
encanada dentro de casa	774	16	1480	14
outras fontes	936	51	717	15
Escolaridade da mãe				
5 anos ou mais	676	12	1289	10
até 4 anos	1034	55	908	19
Idade da mãe				
20 anos ou mais	1354	47	1757	21
10 a 19 anos	356	20	440	8
Ordem de nasc./Int. prévio				
primeiro filho	515	13	801	9
2 ou 3; int. curto	156	9	104	5
2 ou 3; int. longo	541	16	898	9
4 ou mais	498	29	394	6
Aleitamento				
3 meses ou mais	1160	32	1580	11
menos de 3 meses	550	35	617	18
Motivo de parar aleitamento				
doença	30	18	54	11
outros motivos	1680	49	2143	18

Fonte dos dados brutos: DHS/96

3.1.2 Variáveis utilizadas na análise: definição e critérios de categorização

A seguir, são apresentadas as categorias utilizadas em cada variável e, quando for o caso, também se menciona o critério utilizado para a construção da variável.

a) Ordem do nascimento e intervalo prévio

Para se trabalhar com essas duas variáveis utilizou-se a estratégia de construir uma variável conjunta que agrega os efeitos da ordem do nascimento e do intervalo prévio. Esse tipo de estratégia possibilita, nas análises, o aproveitamento dos casos de

nascimento de ordem um (primeiro nascimento), os quais não possuem intervalo prévio (SANTOS & MOURA, 1998; SASTRY, 1997; SANTOS, 1996). Outro procedimento que possibilita o aproveitamento dos primeiros nascimentos é a inclusão desta categoria na variável que indica a sobrevivência ou não do filho anterior. Tal estratégia, utilizada por ROGRIGUES & LEITE (2001) e por CURTIS & STEELE (1996), não será empregada nesta tese, pois não se está utilizando a variável indicadora da sobrevivência do filho prévio. Chegou-se, então, a uma variável com cinco categorias: primeiro filho, segundo ou terceiro filho nascido a um intervalo inferior a 18 meses do filho anterior (intervalo curto), segundo ou terceiro filho nascido a um intervalo igual ou superior a 18 meses (intervalo longo), quarto filho ou mais com intervalo curto e quarto filho ou mais com intervalo longo. No entanto, para o Restante do Brasil foram observados apenas dois óbitos na última categoria. Por isso, agrupou-se esta categoria com a anterior, formando-se a categoria de ordem de nascimento quatro ou mais, independente do intervalo prévio. O efeito do intervalo de nascimento curto (menor do que 18 meses) pode ser verificado por meio da comparação das duas categorias que incluem nascimentos de ordem 2 e 3 com a categoria de primeiro filho. O efeito da parturição elevada, por sua vez, é analisado com a categoria de filho de ordem 4 ou mais.

b) Idade da mãe ao ter o filho

Com relação à idade da mãe ao ter o filho, optou-se por agrupar a categoria de 20 a 34 anos com a de 35 anos e mais, chegando-se à categoria de 20 anos e mais. Em contraste a essa, tem-se a categoria de 10 a 19 anos, tida como de maior risco para a mortalidade neonatal e pós-neonatal.

c) Aleitamento materno

A variável aleitamento materno foi considerada com duas categorias: a criança foi amamentada pelo menos três meses e a criança foi amamentada menos de três meses. Optou-se por esta categorização porque tem sido mencionado na literatura que os efeitos benéficos do aleitamento para a saúde e sobrevivência das crianças seria máximo até em torno do terceiro mês de vida.

Um aspecto importante a ser considerado quando da análise do efeito da amamentação sobre a sobrevivência pós-neonatal é o efeito da causalidade reversa. Algumas alternativas são propostas para se controlar esse efeito. Uma delas é considerar

o fator aleitamento como variável no tempo, quando se utilizam os modelos de riscos proporcionais. Estes modelos, entretanto, não serão aplicados neste trabalho.

PALLONI & MILLMAN (1986) e PALLONI & TIENDA (1986), que aplicaram modelos logísticos condicionais a dados do *World Fertility Survey* (WFS), utilizaram uma estratégia para controlar o efeito da causalidade reversa que consistia em considerar uma variável categórica para cada segmento de idade. Em cada segmento atribuía-se o valor 1 se a criança estava sendo amamentada no início do intervalo e zero em caso contrário. Porém, para se atingir um dos objetivos desta tese, que é o de comparar a probabilidade de morte pós-neonatal de uma região caso a proporção de pessoas nos estratos considerados fosse igual à da outra, é mais justificável se observar categorias de risco do que considerar a variável como contínua.

SANTOS (1996), para contornar o problema da causalidade reversa, utilizou três categorias para o fator aleitamento materno. Uma que indicava se a criança jamais havia sido aleitada, outra para as crianças que haviam sido desmamadas e uma terceira categoria, na qual era considerado se a criança estava sendo amamentada no início do intervalo de idade. Porém, conforme mencionado anteriormente, a frequência de óbitos de crianças que jamais foram amamentadas é muito baixa no Restante do Brasil, o que se traduz em não recomendação deste tipo de estratégia. A opção que se seguiu, também adotada por SANTOS (1996), foi a de considerar uma nova variável independente, que indica se a interrupção do aleitamento ocorreu por motivo de doença da criança, ou se por outros motivos.

d) Escolaridade da mãe

A DHS/96 fornece a variável educação materna em anos simples e com base nesta informação foi feita a categorização. Inicialmente, procurou-se trabalhar com três categorias: uma de analfabetas, outra de 1 a 4 anos de escolaridade e a terceira de 5 ou mais anos de escolaridade. Contudo, para o Restante do Brasil havia apenas um caso de óbito na categoria que representava as mulheres analfabetas. Análises exploratórias realizadas indicavam que esta categoria apresentava similaridades com a categoria de um a quatro anos de estudo. Por isso, optou-se por utilizar duas categorias: até quatro anos de estudo e cinco anos ou mais.

e) Local de residência

Essa variável foi considerada conforme os dados foram originalmente coletados, com duas categorias: urbano e rural.

f) Água utilizada para beber

Esta variável foi considerada com duas categorias: uma que indica se a água utilizada para beber proveio de rede pública de abastecimento e era encanada dentro de casa e a outra categoria representando as demais fontes, independente do tipo de canalização. Se no domicílio a água para beber provinha de rede pública de abastecimento, mas não era encanada dentro de casa, a categoria considerada foi “outras fontes”.

g) Atendimento pré-natal

Grande parte dos trabalhos que analisam os efeitos do atendimento pré-natal sobre a mortalidade infantil ou neonatal utiliza duas categorias: tiveram alguma assistência e não tiveram assistência. Nesta tese o atendimento pré-natal foi classificado como adequado, inadequado ou sem assistência. Para classificação da adequação utilizou-se o critério preconizado pela Portaria 539/2000 do Ministério da Saúde. Essa Portaria estabelece como condições satisfatórias de assistência um mínimo de seis consultas anteriores ao parto, sendo a primeira delas durante os três primeiros meses de gravidez, além de ter recebido pelo menos uma vacinação antitetânica. No presente trabalho, as crianças cujas mães receberam assistência durante a gravidez e que satisfizeram às condições acima descritas foram classificadas como tendo tido atendimento pré-natal “adequado”. No caso de as mães terem tido alguma assistência sem, no entanto, satisfazer a tais condições, a classificação recebida foi de atendimento “inadequado”. A última categoria dessa variável é, portanto, referente àquelas crianças cujas mães não tiveram assistência durante o período gestacional.

h) Atendimento ao parto

Para essa variável foram consideradas duas categorias, se o parto foi realizado por um médico ou por outra pessoa.

i) Tamanho da criança ao nascer

A variável tamanho da criança ao nascer, utilizada em substituição ao peso ao nascer, foi classificada em duas categorias: tamanho muito pequeno ao nascer e outros. As análises que justificam a utilização do tamanho ao nascer em substituição ao peso ao nascer podem ser vista no Anexo 1⁴.

3.2 O Modelo de regressão logística

Uma ampla variedade de modelos tem sido utilizada no estudo da mortalidade. A escolha do modelo deve ser feita em função dos objetivos do trabalho, das características da variável-resposta e das covariáveis consideradas na análise.

No presente trabalho, a comparação entre o Nordeste e o Restante do Brasil é feita com base nos valores das probabilidades de morte (neonatal e pós-neonatal) para cada categoria das covariáveis consideradas. Por isso, não foram utilizados os modelos não paramétricos e os semiparamétricos, tais como os de riscos proporcionais de Cox (KLEINBAUM, 1997; COLOSIMO, 2001).

Uma opção possível seriam os modelos paramétricos de tempo de sobrevivência, os quais possibilitam trabalhar com dados censurados (ALLISON, 1984; HOSMER & LEMESHOW, 1999). Contudo, os valores das probabilidades geradas por tais modelos dependem da escolha da função de densidade de probabilidade que melhor se ajusta aos dados. No caso de os dados não apresentarem um bom ajuste à função de densidade, as estimativas dos parâmetros do modelo poderão ficar tendenciosas.

Na presente tese optou-se por aplicar os modelos de regressão logística, que apresentam parâmetros robustos, de fácil interpretação, além de serem os mais amplamente utilizados quando a variável-resposta é dicotômica.

⁴ A variável peso ao nascer não foi utilizada pois apresenta muitos casos sem o registro da informação. Detalhes sobre análise de correspondência, de homogeneidade e de resíduos padronizados em tabelas de contingência, utilizados para justificar a utilização do tamanho ao nascer em substituição ao peso ao nascer, podem ser vistos em GREENACRE (1993), EVERIT & DUNN (1991) e AGRETI (1990).

O modelo de regressão logística faz parte da classe dos modelos lineares generalizados, ou seja, daqueles que se tornam lineares por meio da aplicação de algum tipo de transformação.

Seja o modelo seguinte, no qual se utiliza apenas uma variável explicativa x_1 :

$$Y = e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + r} \quad (3.1)$$

Se tomarmos o logaritmo neperiano de (3.1), teremos o seguinte modelo linear:

$$\text{Ln}(Y) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + r \quad (3.2)$$

Para o modelo de regressão logística, a grandeza Y é dada por:

$$Y = \frac{p}{1-p} \quad (3.3)$$

Dessa forma, tem-se o modelo:

$$\text{Ln}\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + r \quad (3.4)$$

no qual o lado esquerdo da equação é denominado de logito;

p é a probabilidade de ocorrência do evento de interesse, que neste caso refere-se à morte de uma criança;

x é a variável explicativa do modelo;

β_0 e β_1 são os parâmetros a serem estimados;

r é o termo resíduo ou erro, que tem distribuição binomial.

Generalizando para um número qualquer de covariáveis, o modelo de regressão logística pode ser escrito na forma:

$$\text{Ln}\left(\frac{p}{1-p}\right) = \sum \beta x + r \quad (3.5)$$

O método utilizado para estimação dos parâmetros do modelo logístico é o da maximização da função de verossimilhança. Esse método leva a valores dos parâmetros os quais maximizam a probabilidade de obtenção do conjunto dos dados observados. Os estimadores de máxima verossimilhança são obtidos pela maximização da função de verossimilhança, que é dada por:

$$L = \Pi \frac{n!}{r!(n-r)!} p^r (1-p)^{n-r} \quad (3.6)$$

onde p , neste caso, é a probabilidade de morte de uma criança, associada a uma variável explicativa conforme segue:

$$p = \frac{\exp(\sum \beta x)}{1 + \exp(\sum \beta x)} \quad (3.7)$$

Em síntese, o que o método de máxima verossimilhança faz é estimar a contagem das células da tabela do modelo proposto, com base na estimativa dos parâmetros. A qualidade do ajuste do modelo é geralmente verificada comparando-se os valores observados com os valores previstos, por meio da estatística denominada teste da razão da verossimilhança, dada por:

$$D = -2\text{Ln}[(\text{verossimilhança do modelo proposto})/(\text{verossimilhança do modelo saturado})]$$

Se o modelo é adequado e a amostra é relativamente grande, D tem aproximadamente uma distribuição Qui-quadrado com número de graus de liberdade dado pela diferença do número de células na tabela e o número de parâmetros independentes estimados.

A avaliação da significância de uma variável independente pode ser feita comparando-se o valor de D com e sem a variável, calculando-se a estatística G :

$G = \text{Valor de } D \text{ do modelo com a variável menos o valor de } D \text{ do modelo sem a variável.}$

A estatística G tem distribuição aproximadamente Qui-quadrado com graus de liberdade igual à diferença dos graus de liberdade dos modelos com e sem a variável.

Outro procedimento utilizado para verificar a significância de parâmetros de variáveis independentes é o teste de Wald. A hipótese nula testada é que o parâmetro é igual a zero, ou seja, que não existe associação com a variável resposta. Sob a hipótese nula, a estatística de Wald tem distribuição normal padrão e é dada por:

$$W = \beta / (\text{erro padrão de } \beta)$$

Segundo HAUCK & DONNER (1977) e JENNINGS (1986), o teste de Wald costuma não rejeitar a hipótese nula quando esta deveria ser rejeitada. Por isso, quando há dúvidas de que este teste tenha falhado, é conveniente utilizar o teste da razão da verossimilhança.

Nesta tese, utilizar-se-á o teste de Wald para verificação da significância dos efeitos principais das variáveis incluídas no modelo, quando não houver dúvidas quanto à eficiência deste teste. Porém, em caso de dúvidas ou para comparação entre um modelo que inclui um termo de interação e outro que não inclui, será utilizado o teste da razão da verossimilhança.

O parâmetro do modelo indica a mudança que ocorre no logito, dada uma mudança unitária na variável independente. Quando as variáveis independentes são categóricas (como no caso da presente tese), um dos grandes apelos para utilização do modelo logístico reside no fato de que a exponencial do parâmetro fornece a “*odds ratio*” (ou razão de chance). A razão de chance, por sua vez, é aproximadamente igual ao risco relativo quando a probabilidade é muito pequena. Para exemplificar, imaginemos que o parâmetro associado a uma das duas categorias de uma variável dicotômica utilizada na análise da mortalidade neonatal seja igual a 0,6932. O exponencial desse valor é aproximadamente igual a 2. Isso significa que o risco de morte neonatal de uma criança com a característica considerada é igual ao dobro do risco de morte de uma criança que não possua tal característica (ou seja, da outra categoria da variável considerada).

No caso de uma variável independente dicotômica, que pode assumir os valores $X = 0$ e $X = 1$, as probabilidades de ocorrência do evento de interesse (morte de uma criança) são dadas por:

$$p(y = 1/x = 1) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1}} \quad (3.8)$$

e

$$p(y = 1/x = 0) = \frac{e^{\beta_0}}{1 + e^{\beta_0}} \quad (3.9)$$

É importante ressaltar que um dos pressupostos básicos dos modelos de regressão logística é o de independência entre as observações. Não obstante, tem sido amplamente debatido na literatura a existência de correlação no risco de mortalidade entre irmãos e entre crianças que residem na mesma comunidade (DAS GUPTA, 1990; GUO, 1993; RONSMANS, 1995; ZABA & DAVID, 1996, CURTIS & STEELE, 1996; SASTRY, 1997). A aplicação de modelos de regressão logística com efeitos fixos a dados correlacionados poderia acarretar em estimativas tendenciosas dos parâmetros ou valores subestimados do erro padrão dos mesmos. Uma alternativa metodológica para dados correlacionados é a aplicação dos modelos hierárquicos (BRYK & RAUDENBUSH, 1992; GOLDSTEIN, 1995).

No entanto, trabalhos realizados com dados que se referem ao Brasil indicam que as conclusões chegadas com a aplicação de modelos com efeitos fixos são basicamente as mesmas das referentes aos modelos hierárquicos. As diferenças observadas nos parâmetros ou nos erros-padrões são apenas residuais (CURTIS, DIAMOND & DONALD, 1993; LEITE, 1994; SIMÕES E LEITE, 1994; SASTRY, 1997; SANTOS E MOURA, 1998).

Análises preliminares realizadas com a aplicação de modelos logísticos hierárquicos para analisar a mortalidade infantil com dados da mesma DHS/96 revelaram que o parâmetro aleatório não era estatisticamente significativa. Essa ausência de significância pode ser decorrente do número muito pequeno de famílias que

contribuem com mais de uma morte para a amostra⁵. Resultado semelhante foi encontrado por RODRIGUES & LEITE (2001), que analisaram a mortalidade neonatal brasileira com dados da mesma DHS/96.

Considerando-se as observações mencionadas, optou-se por realizar as análises desta tese com base na aplicação dos modelos de regressão logística de efeitos fixos.

3.3 Excesso de mortalidade

Qual seria a queda no número relativo de óbitos na hipótese de ser totalmente eliminado um determinado fator de risco? Essa questão é respondida calculando-se o excesso de mortalidade associado a um fator. O excesso de mortalidade é o que comumente se denomina na epidemiologia de “risco atribuível na população” (FLETCHER, FLETCHER & WAGNER, 1996; ROUQUAYROL & ALMEIDA FILHO, 1999).

O excesso de mortalidade equivale ao produto da diferença no risco de morte entre uma categoria de risco e a de referência pela proporção dos elementos da categoria de risco. No caso de estudos com os quais se obtém razões de chance (“*odds ratio*”) de ocorrência de determinado evento, o excesso de mortalidade (EM) pode ser calculado da seguinte maneira (ROUQUAYROL & ALMEIDA FILHO, 1999; PALLONI & TIENDA, 1986):

$$EM = \frac{f(OR - 1)}{f(OR - 1) + 1} \times 100 \quad (3.10)$$

onde *f* é a frequência relativa do fator de risco na população e OR é a estimativa da razão de chance, no presente caso, determinada pelo modelo de regressão logística.

⁵ Na base de dados utilizada nesta tese não há caso de mais de um óbito pós-neonatal na mesma família. Para o segmento neonatal são apenas quatro.

A razão de chance mede a força da associação entre um determinado fator e a variável resposta. O cálculo do excesso de mortalidade, contudo, é importante para se definir as prioridades para aplicação dos recursos destinados à saúde pública, pois com ele é possível determinar quais são os fatores de maior potencial de declínio da mortalidade. Conforme chamam a atenção FLETCHER, FLETCHER & WAGNER (1996) e BONGAARTS (1987), pode-se esperar maior declínio do número de óbitos se as ações de políticas públicas forem direcionadas a fatores cuja intensidade de associação com a mortalidade não sejam as mais elevadas mas que seja expressiva a parcela da população exposta a tais fatores, do que se as ações forem encaminhadas aos fatores de associações mais fortes, porém cuja população exposta seja relativamente pequena. PALLONI & TIENDA (1986), destacam ainda que se as características de risco forem apenas estatisticamente significantes, mas não muito prevalentes na população, os resultados serão meramente acadêmicos.

3.4 Padronização das probabilidades geradas pelo modelo de regressão logística

O modelo de regressão logística possibilita estimar os valores das probabilidades do evento de interesse (no presente caso a mortalidade neonatal ou pós-neonatal) para cada um dos estratos considerados pelo modelo. O número de estratos, por sua vez, é igual ao produto do número de categorias das variáveis explicativas do modelo. Para exemplificar, consideremos um modelo para estimação da probabilidade de morte pós-neonatal que tivesse apenas duas variáveis explicativas X_1 e X_2 . A variável X_1 teria duas categorias (a_1 e a_2) e a variável X_2 outras duas (b_1 e b_2). O número de estratos gerados por esse modelo seria igual a quatro ($a_1 b_1$; $a_1 b_2$; $a_2 b_1$; $a_2 b_2$) e também teríamos, portanto, quatro estimativas de probabilidade de morte (uma para cada estrato).

Se levarmos em conta que a estimativa da probabilidade de morte em cada estrato é função do seu tamanho relativo na população em análise, e que este tamanho é variável de uma população para outra, conclui-se que para que se proceda a comparação da probabilidade de morte entre duas regiões torna-se necessário realizar um procedimento de padronização.

O procedimento de padronização é análogo ao sugerido por BELTRÃO & SAWYER (1990) e aplicado em McCracken, RODRIGUES & SAWYER (1991). Cabe ressaltar que estes autores utilizaram a técnica de padronização para comparar a probabilidade de morte de uma mesma população em dois tempos distintos. Na presente tese, a padronização será utilizada para comparação de duas populações distintas (Nordeste e Restante do Brasil), tomadas no mesmo período de tempo.

Para formalizar, e utilizando nomenclatura semelhante à de BELTRÃO & SAWYER (1990), consideremos como sendo $N(a)$ o tamanho da população da região A, subdividida em i estratos mutuamente excludentes $N_i(a)$; e $N(b)$, o tamanho da população da região B considerada nos mesmos i estratos $N_i(b)$. Seja $p_i(a)$ e $p_i(b)$ a probabilidade de ocorrência do evento em cada um dos estratos das regiões A e B, respectivamente. A probabilidade de ocorrência do evento de interesse em cada uma das regiões A e B será:

$$p(A) = \frac{\sum_i N_i(a) \times p_i(a)}{\sum_i N_i(a)} \quad \text{e} \quad p(B) = \frac{\sum_i N_i(b) \times p_i(b)}{\sum_i N_i(b)} \quad (3.11)$$

Consideremos uma população hipotética na qual a probabilidade de ocorrência do evento se dá conforme os estratos de A (estrutura de A), porém, cada estrato tenha o tamanho segundo a distribuição da população B (composição de B). Nessa situação hipotética, a probabilidade de ocorrência do evento de interesse (estrutura de A e composição de B) será dada por:

$$p(A/B) = \frac{\sum_i N_i(b) \times p_i(a)}{\sum_i N_i(b)} \quad (3.12)$$

De maneira análoga pode-se calcular a probabilidade de ocorrência do evento de interesse numa população hipotética com estrutura de B e composição de A:

$$p(B/A) = \frac{\sum_i N_i(a) \times p_i(b)}{\sum_i N_i(a)} \quad (3.13)$$

Ao se considerar a probabilidade de morte de uma região caso ela tivesse a composição (tamanho relativo dos estratos) da outra, torna-se possível estimar o quanto

da diferença da probabilidade entre as regiões pode ser explicada pelo efeito composição e o quanto se deve ao efeito estrutural.

4. ANÁLISE INTRA-REGIONAL E COMPARAÇÃO INTERREGIONAL DA MORTALIDADE NEONATAL

O objetivo do presente capítulo é comparar as regiões Nordeste e Restante do Brasil, em relação aos fatores determinantes da mortalidade neonatal. O capítulo é iniciado com uma análise descritiva da mortalidade neonatal em função dos fatores considerados para esse segmento. Em seguida, ajusta-se um modelo logístico de regressão múltipla para o Brasil, tendo região como uma das variáveis explicativas da mortalidade neonatal.

O capítulo segue com análises de regressão múltiplas independentes para cada região, considerando-se modelos que incluem os fatores significativos associados às características socioeconômicas, aos determinantes demográficos (ou próximos) e relacionados com o atendimento à saúde (pré-natal e parto). Para esses modelos, são realizados cálculos dos excessos de mortalidade referentes às categorias de risco.

Será, então, definido o modelo que servirá de base para o desenvolvimento das análises referentes à simulação do excesso de mortalidade e à padronização dos valores das probabilidades de morte neonatal. O objetivo de tais análises é estimar o quanto da diferença na probabilidade de morte entre as regiões poderia ser explicado pela desigualdade na proporção dos elementos constituintes dos diversos estratos populacionais, e o quanto seria decorrente da relação estrutural dos diversos fatores considerados e a mortalidade neonatal.

4.1 Análise descritiva da mortalidade neonatal

A TAB. 3 apresenta a frequência de nascidos vivos, probabilidade de morte neonatal (calculada como sendo a razão entre o total de óbitos de crianças com menos de um mês de idade e o total de nascidos vivos) e razão de chance por fator de risco e região. As categorias consideradas como de risco apresentam, conforme esperado, maior probabilidade de morte neonatal. A única exceção refere-se às crianças cujas mães têm escolaridade baixa (até 4 anos) no Restante do Brasil, que apresentou 8% menos risco de morte do que as crianças cujas mães tenham escolaridade mais elevada

(5 anos ou mais). Outros trabalhos têm mencionado a ausência de associação estatisticamente significativa entre escolaridade da mãe e mortalidade neonatal quando da aplicação de técnicas de regressão múltipla (RODRIGUES & LEITE, 2001; SANTOS, 1996; ZENGER, 1993).

TABELA .3 Nascidos vivos, probabilidade de morte neonatal e razão de chance por fatores de risco – Nordeste e Restante do Brasil, 1991-96

Fatores de risco	Nordeste			Restante do Brasil		
	Nasc. vivos	p(neo)	R. chance	Nasc. vivos	p(neo)	R. chance
Local de residência						
Urbano	1321	16,65	1,00	2338	15,40	1,00
Rural	872	28,67	1,74	408	19,61	1,28
Escolaridade da mãe						
5 anos ou mais	874	17,16	1,00	1633	16,53	1,00
até 4 anos	1319	24,26	1,42	1113	15,27	0,92
Idade da mãe						
20 ou mais	1715	17,49	1,00	2176	14,71	1,00
10 a 19 anos	478	35,56	2,07	570	21,05	1,44
Ordem nasc./Int. Prévio						
Primeiro filho (base)	683	20,50	1,00	1009	13,88	1,00
2 ou 3; int. curto	200	30,00	1,48	133	30,08	2,20
2 ou 3; int. longo	678	16,22	0,79	1118	11,63	0,84
4 ou mais	632	25,32	1,24	486	26,75	1,95
Pré-natal						
Adequado (base)	731	5,47	1,00	1099	9,10	1,00
Inadequado	943	25,45	4,75	1414	19,80	2,20
sem assistência	519	36,61	6,91	233	25,75	2,88
Tamanho ao nascer						
outros	2093	18,16	1,00	2637	15,55	1,00
muito pequeno	100	90,00	5,35	109	27,52	1,79
Assistência ao parto						
com médico	1296	18,52	1,00	2298	10,01	1,00
outros	897	25,64	1,39	448	46,88	4,86

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Residir em zonas rurais aumenta o risco de morte neonatal em 74% no Nordeste e em 28% no Restante do Brasil. Crianças que nasceram quando suas mães eram adolescentes (entre 10 e 19 anos) apresentam, no Nordeste, o dobro do risco de morte do que as nascidas de mães com pelo menos 20 anos. No Restante do Brasil o acréscimo no risco de morte é de 44%.

Intervalo prévio curto (menor do que 18 meses) associado à ordem de nascimento 2 ou 3 apresenta maior risco de morte neonatal do que os primeiros nascimentos. O mesmo acontece com parturição elevada (ordem 4 ou mais). Ressalta-se que os acréscimos nos riscos de morte nesses casos são mais acentuados no Restante do Brasil do que no Nordeste. Filho de ordem 2 ou 3 nascidos após um intervalo longo (18 meses ou mais) do nascimento do irmão imediatamente mais velho apresentam menores riscos de morte do que os primogênitos.

Atendimento pré-natal parece estar mais fortemente associado com a sobrevivência neonatal no Nordeste do que no Restante do Brasil. Naquela região, atendimento inadequado apresenta risco de morte 4,75 vezes o risco associado ao atendimento adequado, ao passo que a ausência de assistência eleva o risco a quase sete vezes mais. No Restante do Brasil os respectivos aumentos no risco situam-se entre aproximadamente 2 e 3 vezes mais.

Tamanho ao nascer parece também estar mais associado à mortalidade neonatal no Nordeste do que no Restante do Brasil. Ter tamanho declarado como muito pequeno aumenta o risco de morte em mais de 5 vezes naquela região e em 79% nesta. Situação inversa acontece com relação à assistência ao parto, em que se observa, no Restante do Brasil, um risco de morte quase 5 vezes maior associado aos partos realizados com outras pessoas que não um médico. No Nordeste, não receber assistência de um médico durante o parto aumenta o risco de morte neonatal em 39%.

4.2 Modelo multivariado para a mortalidade neonatal no Brasil

Na análise da mortalidade neonatal, os fatores, geográficos e socioeconômicos, inicialmente incluídos no modelo foram local de residência e escolaridade da mãe. Análises preliminares mostraram que a variável local de residência não apresentava significância estatística e foi, portanto, excluída do modelo. A covariável fonte da água utilizada para beber também não foi utilizada nesta análise visto que os óbitos neonatais acontecem, em sua maioria, durante os primeiros cinco dias após o nascimento. Em tais circunstâncias, as condições de saúde das crianças ou mesmo as causas de sua morte pouco provavelmente estarão sujeitas às condições ambientais em que vivem.

No caso da região Nordeste, por exemplo, um quarto dos óbitos neonatais ocorre durante o primeiro dia de vida; mais da metade entre o primeiro e segundo dias e 70% durante os cinco primeiros dias após o nascimento. Em situações como estas, em que os óbitos ocorrem principalmente durante o período neonatal precoce, as principais causas de morte estão, em geral, associadas à má formação congênita, baixo peso ao nascer ou a condições inadequadas de atendimento pré-natal e ao parto. Portanto, não se espera que os fatores ambientais sejam muito significantes, a não ser que eles sejam altamente determinantes das condições nutricionais da gestante, do acesso e da qualidade de atendimento durante a gestação, ao parto e ao recém-nascido.

Os determinantes próximos da mortalidade neonatal incluídos na análise são idade da mãe, a variável conjunta ordem de nascimento/intervalo prévio e o tamanho da criança ao nascer. Esta variável tem sido utilizada como aproximação do peso ao nascer, que é apontado como um importante fator da mortalidade neonatal (MENEZES et al., 1998; HAIDAR, OLIVEIRA & NASCIMENTO, 2001; SZWARCOWALD, BASTOS e ANDRADE, 2002).

Aleitamento materno não será considerado na análise da mortalidade neonatal, visto que o tempo para se observar os efeitos benéficos da amamentação é muito curto e também porque os resultados podem ser muito influenciados pelo problema da causalidade reversa (PALLONI & MILLMAN, 1986; SANTOS, 1996).

Foi incluído no modelo o fator atendimento pré-natal. Este fator tem sido amplamente mencionado na literatura como importante na determinação de diferenciais de mortalidade neonatal no Brasil (SIMÕES & LEITE, 1994; MENEZES et al., 1998; RODRIGUES & LEITE, 2001; MACHADO, 2002). Local de residência, escolaridade da mãe e idade da mãe ao ter o filho, variáveis inicialmente incluídas na análise, têm sido considerados como possíveis fatores de confundimento da relação entre atendimento pré-natal e mortalidade neonatal (WORLD HEALTH ORGANIZATION, 1992; MAGADI, MADISE e RODRIGUES, 2000; SZWARCOWALD, BASTOS e ANDRADE, 2002).

Para avaliar o acesso a serviços de saúde, é incluída, além do atendimento pré-natal, a variável que determina com quem foi realizado o parto, se por um médico ou por outra pessoa.

Foram incluídas no modelo as variáveis que apresentaram efeitos principais e/ou com interações estatisticamente significantes ao nível de 10%. Os resultados deste modelo podem ser vistos na TAB. 4. O único fator que não apresentou significância estatística foi a variável conjunta ordem de nascimento/intervalo prévio. SANTOS (1996), ao utilizar dados da DHS/1991, detectou que apenas a categoria referente a nascimentos de ordem 5 ou mais, associados a intervalos intergenésicos inferiores a 18 meses, apresentava diferença significativa em relação aos primeiros nascimentos (categoria de referência).

Intervalo prévio curto e parturição elevada têm sido apontados em diversos trabalhos como importantes fatores de risco da mortalidade neonatal e/ou pós-neonatal (HOBcraft et al., 1985; CURTIS & McDONALD, 1991; SIMÕES & LEITE, 1994). Entretanto, RODRIGUES & LEITE (2001), que utilizaram uma variável para ordem de nascimento e outra para intervalo prévio para analisar a mortalidade neonatal no Brasil, não verificaram efeito significativo para qualquer das duas variáveis. Tais resultados vão ao encontro do que foi observado por outros autores tais como DAS GUPTA (1990) e KOENING et al. (1990). PALLONI & TIENDA (1986), chamam atenção para o fato de que o efeito do intervalo prévio deve ser maior na infância, quando a disponibilidade de outros recursos torna-se mais importante para a sobrevivência.

TABELA .4 Parâmetros e significância dos fatores de risco da mortalidade neonatal – Brasil, 1991-96

Variáveis	Parâmetro	Razão de Chance
Constante	-5,4240	
Região (Restante do Brasil = base)		
Nordeste	0,6216 **	1,8619
Escolaridade da mãe (5 anos ou mais = base)		
Até 4 anos	-0,1640	0,8487
Idade da mãe (20 anos ou mais = base)		
10 a 19 anos	0,4496 ***	1,5677
Pré-natal (Adequado = base)		
Inadequado	0,7791 ***	2,1795
Sem assistência	2,0460 *	7,7369
Assistência ao parto (Com médico = base)		
Outros	1,4317 *	4,1858
Tamanho ao nascer (Outros = base)		
Muito pequeno	1,3093 *	3,7036
Interação (Região X Parto)		
Nordeste X Parto com outros (a)	-1,2912	2,1428
Interação (Escolaridade X Pré-natal)		
Até 4 anos X pré-natal inadequado (a)	0,3513	2,6285
Até 4 anos X sem assistência (a)	-1,2790	1,8276

* parâmetros significantes ao nível de 1%

** parâmetros significantes ao nível de 5%

*** parâmetros significantes ao nível de 10%

(a) O nível de significância dos parâmetros referentes às interações não foi calculado.

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Os resultados da presente análise apontam para uma interação significativa entre escolaridade da mãe e atendimento pré-natal. Com isto, os parâmetros referentes a estas duas variáveis não podem ser interpretados diretamente. Em consequência da interação entre as variáveis mencionadas, tem-se uma categoria de referência, formada pelas mães de escolaridade alta (5 anos ou mais) e pré-natal adequado e cinco categorias de risco. O

valor do coeficiente do parâmetro da categoria de referência é igual a zero. As demais categorias e respectivos valores dos coeficientes dos parâmetros são descritos a seguir: escolaridade alta e pré-natal inadequado (parâmetro = 0,7791); escolaridade alta e sem assistência pré-natal (parâmetro = 2,0460); escolaridade baixa (até 4 anos) e pré-natal adequado (parâmetro = - 0,1640); escolaridade baixa e pré-natal inadequado (parâmetro = - 0,1640 + 0,7791 + 0,3513 = 0,9664) e escolaridade baixa e sem assistência pré-natal (parâmetro = - 0,1640 + 2,0460 - 1,2790 = 0,6030). Os resultados podem ser vistos na TAB. 5. Raciocínio análogo foi realizado para o cálculo dos parâmetros referentes à interação entre região e assistência ao parto.

TABELA .5 Parâmetros para as interações entre pré-natal e escolaridade da mãe, Brasil. 1991-96

Pré-natal	Escolaridade	
	até 4 anos	5 anos e mais
adequado	-0,1640	0,0000
inadequado	0,9664	0,7791
sem assistência	0,6030	2,0460

Fonte: TAB. 4

Os números observados indicam que se a mulher teve assistência pré-natal adequada, há risco de mortalidade neonatal um pouco menor dos filhos cujas mães têm até quatro anos de escolaridade do que daqueles cujas mães têm escolaridade mais elevada. Esse resultado sugere que pré-natal adequado age reduzindo as desigualdades no risco de morrer em função do nível de escolaridade das mães. No caso das mulheres que não receberam assistência pré-natal, o risco de mortalidade é maior para as crianças cujas mães têm escolaridade mais elevada do que para aquelas cujas mães têm até quatro anos de escolaridade. Tais resultados, entretanto, devem ser vistos com cautela, pois eles podem estar sofrendo influência do tamanho da amostra. A frequência de óbitos de crianças cujas mães têm baixa escolaridade e tiveram assistência pré-natal adequada e de crianças cujas mães não receberam assistência pré-natal e têm escolaridade elevada é relativamente baixa. Em consequência da baixa frequência de casos, as estimativas dos coeficientes dos parâmetros podem ser tendenciosas.

RODRIGUES & LEITE (2001), que trabalharam com dados da DHS/96 para o Brasil, verificaram que a associação entre escolaridade da mãe e mortalidade neonatal perdia a significância quando novas variáveis, tais como atendimento pré-natal e tamanho da criança ao nascer eram incluídas no modelo. Em seu trabalho com dados de quatro países, CURTIS & STEELE (1996) também não encontraram associação estatisticamente significativa entre escolaridade da mãe e mortalidade neonatal.

Um resultado da interação entre atendimento pré-natal e escolaridade da mãe parece bem claro: para um mesmo nível de escolaridade, o risco de mortalidade neonatal é menor se o atendimento pré-natal foi adequado do que se foi inadequado ou se não houve assistência pré-natal. Por exemplo, se a mãe tem pelo menos 5 anos de escolaridade, o risco de morte neonatal associado ao atendimento pré-natal inadequado é 118% superior ao do atendimento adequado. Caso o nível de escolaridade materna seja de até 4 anos, receber atendimento inadequado aumenta o risco de morte em 178% quando comparado com o risco das crianças cujas mães receberam atendimento adequado. Se as mães não receberam assistência durante a gravidez, o risco de mortalidade neonatal é mais de sete vezes o risco das crianças cujas mães receberam atendimento adequado e 5,5 vezes o risco associado ao atendimento inadequado. Ou seja, atendimento pré-natal adequado contribui para reduzir significativamente o risco de morte neonatal, independente do nível de escolaridade das mães.

No caso de filhos de mães com baixo nível de escolaridade (até 4 anos de estudo) o impacto parece ser menor quando o pré-natal é inadequado do que quando não há assistência durante a gravidez. É possível, conforme se verá adiante, que possa estar havendo, dentre outras coisas, alguma influência atribuível a seletividade em relação aos nascimentos de crianças cujas mães não tiveram assistência pré-natal: eles podem ter sido cercados de maior, ou melhor, atenção durante o parto, exatamente por representarem, a priori, situação de risco. Neste caso, por exemplo, eles seriam prioritariamente atendidos por pessoal mais especializado (como médicos). De qualquer forma, trata-se de um resultado que abre e requer perspectivas de estudos mais específicos e aprofundados, inclusive utilizando métodos qualitativos de investigação. É importante que tais estudos levem em consideração, de uma maneira mais assertiva, uma avaliação da qualidade da assistência pré-natal, incorporando outros aspectos que não somente aqueles preconizados pelo Ministério da Saúde.

Apesar de não mencionarem efeitos de interações em seus trabalhos, outros autores têm constatado resultados benéficos do atendimento pré-natal para a sobrevivência neonatal. RODRIGUES & LEITE (2001) verificaram que se a mãe recebeu algum atendimento durante a gravidez (independente do número de consultas ou de quando a primeira consulta foi realizada), o risco de morte neonatal era substancialmente reduzido. MACHADO (2002) encontrou que número baixo de consultas pré-natais foi preditor significativo da mortalidade neonatal no município de São Paulo em 1998. BOSS & TIMBROOK (2001), *apud* MACHADO (2002), encontraram para os Estados Unidos, que um número mais elevado de visitas pré-natal estava significativamente associado com melhores respostas à mortalidade neonatal, peso ao nascer e ganho de peso da mãe durante a gestação. SIMÕES & LEITE (1994), verificaram que fazer pelo menos quatro consultas durante a gravidez reduzia significativamente o risco de morte neonatal no Nordeste, quando comparado com as que não tiveram qualquer assistência. Fazer de uma a três consultas, contudo, não era estatisticamente diferente de não receber assistência.

O resultado do parâmetro referente à idade da mãe indica maior risco de mortalidade neonatal associado aos filhos de adolescentes. Filhos de mães adolescentes têm risco de morte neonatal 57% maior do que o dos filhos de mães que têm pelo menos 20 anos de idade. MACHADO (2002), que trabalhou com dados da coorte de nascidos vivos no ano de 1998 no município de São Paulo, encontrou que o fator idade da mãe ao ter o filho era significativo tanto no período neonatal quanto no pós-neonatal. RODRIGUES & LEITE (2001) verificaram uma redução no excesso de risco associado aos filhos de mães adolescentes quando o modelo incluía as variáveis atendimento pré-natal, tamanho da criança ao nascer e quem realizou o parto. Em um trabalho cuja população-alvo era constituída apenas de mães que tiveram seus filhos na adolescência, no ano de 1993, em Belo Horizonte, CÉSAR, RIBEIRO & ABREU (2000) avaliam que parece haver mais efeito pobreza (medido pela escolaridade da mãe) do que efeito idade. A inclusão da escolaridade no modelo absorveu parcela importante do excesso de risco associado à idade da mãe. Contudo, esta variável permaneceu estatisticamente significativa.

Com quem o parto foi realizado é outro fator importante na determinação de diferenciais de níveis da mortalidade neonatal. O resultado da interação desta variável com a região, que pode ser visto na TAB. 6, indica que a mortalidade neonatal é menor

se a pessoa que realizou o parto foi um médico no Restante do Brasil. Partos com outros nesta região apresentam o maior risco de mortalidade. Na região Nordeste, partos realizados por médicos apresentam risco de mortalidade ligeiramente menor do que o realizado por outros.

TABELA .6 Parâmetros para as interações entre atendimento ao parto e região, Brasil, 1991-96

Atendimento ao parto	Região	
	Restante do Brasil	Nordeste
Médico	0,0000	0,6216
Outros	1,4317	0,7621

Fonte: TAB. 4

RODRIGUES & LEITE (2001), que também encontraram resultados semelhantes de interação entre região e atendimento ao parto, argumentam que a pequena diferença no risco de morte neonatal entre as crianças nordestinas cujos partos foram realizados por médicos e por outros pode ter duas possíveis explicações. A primeira delas está associada aos programas de assistência à saúde das mulheres grávidas, desenvolvidos pelo governo desde 1991. Em tais programas, que tiveram início na região Nordeste, parteiras eram treinadas para dar assistência e informações adequadas sobre saúde e higiene às grávidas. As parteiras também deveriam fornecer orientações às mulheres, no sentido de buscar atendimento médico quando fosse necessário. A segunda explicação refere-se a um possível efeito de seletividade, ou seja, seriam encaminhados para os médicos os partos que apresentassem maior risco de morte para as crianças, ao passo que as parteiras realizariam apenas os de menor risco. Análises exploratórias por nós realizadas parecem corroborar a hipótese de seletividade, pois na amostra utilizada verificou-se que não houve óbitos neonatais associados aos partos realizados por outras pessoas que não um médico e cujo atendimento pré-natal tenha sido adequado.

Os resultados da interação entre região e atendimento ao parto deste trabalho sugerem, conforme mencionado anteriormente, que o treinamento das parteiras no Nordeste pode estar, de fato, contribuindo para um aumento da percepção de possíveis

situações de risco, e encaminhando as parturientes para um atendimento mais especializado. A pequena diferença, observada para o Nordeste, no risco de morte neonatal entre as crianças cujos partos foram realizados por médicos e partos realizados por outras pessoas, poderia sugerir a hipótese de que a qualidade dos serviços de saúde nesta região não estaria contribuindo para aumentar significativamente a chance de sobrevivência. Não obstante, esta hipótese parece não se sustentar quando comparamos as razões de chance das categorias envolvidas na interação. O risco de morte neonatal associado aos partos realizados por outras pessoas que não um médico no Restante do Brasil é mais de 4 vezes superior ao risco relacionado aos partos realizados por médicos. Partos realizados por médicos no Nordeste apresentam um risco de morte neonatal 86% superior ao risco associado aos partos com médico no Restante do Brasil. Se os partos foram realizados por outras pessoas que não um médico no Nordeste, o risco de morte neonatal é 2,14 vezes o risco relacionado com os partos realizados por médicos no Restante do Brasil. Estes números indicam que se o parto foi realizado por outras pessoas que não um médico, o risco de morte no Restante do Brasil é quase o dobro do risco no Nordeste. Ou seja, os resultados parecem indicar que o treinamento de pessoas não especializadas pode estar contribuindo para reduzir o risco de morte neonatal no Nordeste.

4.2.1 Excesso de mortalidade neonatal no Brasil

Conforme observado no item anterior, o modelo para a mortalidade neonatal no Brasil inclui um termo de interação entre região e atendimento ao parto e outro entre escolaridade da mãe e assistência pré-natal. Por esse motivo, o excesso de mortalidade não deve ser calculado diretamente para as categorias de risco das variáveis que apresentaram efeitos de interações. O cálculo do excesso de mortalidade é função da razão de chance da categoria, que por sua vez é a exponencial do parâmetro. No caso da interação entre região e atendimento ao parto, por exemplo, tem-se a categoria de referência (parto com médicos no Restante do Brasil) e três categorias de risco: partos sem médicos no Restante do Brasil, partos com médicos no Nordeste e partos sem médicos no Nordeste. Os valores referentes aos parâmetros dessas categorias foram apresentados na TAB. 6. O mesmo raciocínio é válido para a interação entre

escolaridade da mãe e assistência pré-natal, cujos parâmetros encontram-se na TAB. 5. Os resultados do excesso de mortalidade podem ser vistos na TAB. 7.

Das categorias que associam atendimento ao parto com a região, a que indica maior potencial de declínio da mortalidade neonatal é a referente a partos realizados no Restante do Brasil por outras pessoas que não um médico. Se todos os partos fossem atendidos por um médico, esperar-se-ia uma redução de 22% nos óbitos neonatais relacionados com esse fator. O excesso de mortalidade associado aos partos realizados no Nordeste por um médico é da ordem de 18%. Partos realizados por outras pessoas que não um médico no Nordeste apresentam excesso de mortalidade ligeiramente menor do que os realizados por médicos (17%).

TABELA .7 Composição, razão de chance e excesso de mortalidade neonatal por fator de risco – Brasil, 1991-96

Fator de risco	Composição	R. Chance	Excesso de mortalidade %
Região e Atendimento ao Parto			
(base = Restante do Brasil e parto com médico)			
Restante do Brasil e parto com outros	0,09	4,1858	22,42
Nordeste e parto com outros	0,18	2,1428	17,19
Nordeste e parto com médico	0,26	1,8619	18,44
Escolaridade da mãe e Pré-natal			
(base = Escolaridade 5 anos ou mais e pré-natal adequado)			
Escolaridade 5 anos ou mais e pré-natal inadequado	0,24	2,1795	22,22
Escolaridade 5 anos ou mais e sem pré-natal	0,03	7,7369	16,03
Escolaridade até 4 anos com pré-natal adequado	0,13	0,8487	-2,06
Escolaridade até 4 anos com pré-natal inadequado	0,24	2,6285	27,68
Escolaridade até 4 anos sem pré-natal	0,12	1,8276	9,30
Idade da mãe (base = 20 anos e mais)			
10 a 19 anos	0,21	1,5677	10,75
Tamanho ao nascer (base = outros)			
Muito pequeno	0,04	3,7036	10,27

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Os excessos de mortalidade associados às mulheres de escolaridade elevada e que não tiveram assistência durante a gravidez ou a tiveram de forma inadequada são de 16% e 22%, respectivamente, quando comparados com os óbitos neonatais das crianças cujas mães têm escolaridade elevada e tiveram atendimento pré-natal adequado. Das categorias que relacionam o nível educacional da mãe com o atendimento à gestante, a que apresenta maior potencial de declínio da mortalidade neonatal é a de escolaridade

baixa associada com pré-natal inadequado. Se todas as mulheres desse grupo passassem a ter escolaridade de pelo menos 5 anos e atendimento pré-natal adequado, a redução esperada no número de óbitos associados àquele fator seria de quase 28%. O excesso de mortalidade associado à categoria de mães com baixa escolaridade e que não receberam assistência durante a gravidez é de menos de 10%.

Se as mulheres tivessem seus filhos com pelo menos 20 anos de idade, esperar-se-ia uma redução de pouco mais de 10% nos óbitos relativos a este fator. Esta seria aproximadamente a redução esperada no número relativo dos óbitos associados ao tamanho muito pequeno ao nascer.

4.3 Modelo para a mortalidade neonatal no Nordeste

Os resultados do modelo que inclui as variáveis significativas para a região Nordeste são apresentados na TAB. 8. Os fatores que apresentaram efeitos principais significativos foram idade da mãe, atendimento pré-natal e tamanho da criança ao nascer. Escolaridade da mãe foi mantida no modelo por causa de seu efeito de interação com atendimento pré-natal.

O valor do coeficiente do parâmetro referente à categoria de filhos de mães adolescentes indica que o risco de morte neonatal dessas crianças é aproximadamente igual ao dobro daquelas cujas mães têm pelo menos 20 anos de idade. Este resultado é semelhante ao encontrado por SANTOS (1996). A autora aplicou metodologia de riscos proporcionais aos dados da DHS de 1991 para o Nordeste e encontrou que o risco de morte neonatal das crianças cujas mães tinham entre 20 e 34 anos era significativamente menor do que a de filhos de adolescentes.

Tamanho da criança ao nascer apresenta forte associação com a mortalidade neonatal. Crianças declaradas como muito pequenas ao nascer têm um risco de morte neonatal 4,8 vezes o das demais.

TABELA .8 Parâmetros e significância dos fatores de risco da mortalidade neonatal – Nordeste, 1991-96

Variável	Parâmetro	R. de Chance
Constante	-5,6033	
Escolaridade da Mãe (base = 5 anos ou mais)		
Até 4 anos	0,2789	1,3217
Idade da Mãe (base = 20 anos e mais)		
10 a 19 anos	0,7102 **	2,0344
Pré-natal (base = adequado)		
Inadequado	1,2883	3,6266
Sem atendimento	2,8528 *	17,3363
Tamanho ao nascer (base = outros)		
Muito pequeno	1,5731 *	4,8216
Interação (Escolaridade X Pré-natal)		
Até 4 anos X pré-natal inadequado (a)	0,1899	5,7956
Até 4 anos X sem assistência (a)	-1,4681	5,2783

* parâmetros significantes ao nível de 1%

** parâmetros significantes ao nível de 5%

(a) O nível de significância dos parâmetros referentes às interações não foi calculado.

Fonte dos dados brutos: DHS/96

A interação entre escolaridade e atendimento pré-natal, cujos resultados encontram-se na TAB. 9, indica que se a mãe teve atendimento adequado durante a gravidez, o risco de morte neonatal é 32% superior para os filhos cujas mães têm escolaridade até 4 anos do que os filhos de mães com maior nível educacional (exponencial de $0,2789 = 1,3217$). O resultado referente à interação entre estas duas categorias no Nordeste é o oposto do encontrado para o conjunto do Brasil. Para o conjunto do país, se a mãe recebeu atendimento pré-natal adequado, o risco de morte neonatal foi ligeiramente menor para os filhos de mães com nível de escolaridade mais baixo do que os de mães com escolaridade mais elevada.

Um resultado que merece maior investigação em estudos futuros refere-se ao menor risco de mortalidade de morte neonatal dos filhos cujas mães têm nível de escolaridade mais baixo do que para os filhos de mães com nível educacional mais elevado, no caso das mulheres não terem recebido atendimento durante a gravidez. Análises exploratórias realizadas e que constam do Anexo 2, mostram que as mulheres que não receberam atendimento pré-natal têm uma correlação forte com escolaridade baixa e local de residência rural, o que geralmente está associado a acesso restrito a serviços de saúde e esperar-se-ia, portanto, maior risco de mortalidade associado a estas características.

TABELA .9 Parâmetros para as interações entre pré-natal e escolaridade da mãe, Nordeste, 1991-96

Pré-natal	Escolaridade	
	Até 4 anos	5 anos e mais
Adequado	0,2789	0,0000
Inadequado	1,7571	1,2883
Sem assistência	1,6636	2,8528

Fonte: TAB. 8

O risco de morte neonatal relacionado com as crianças cujas mães tiveram atendimento inadequado durante a gravidez e cujo nível de escolaridade é elevado é 3,6 vezes o daquelas cujas mães também têm escolaridade elevada, mas que receberam atendimento pré-natal adequado (categoria de referência). Se as mães que receberam atendimento inadequado têm escolaridade baixa, o risco de morte neonatal associado aos seus filhos é 5,8 vezes o da categoria de referência. Conforme mencionado para o conjunto do Brasil, observou-se para a região Nordeste que, para um mesmo nível de escolaridade da mãe, o risco de morte neonatal é menor quanto mais adequado for o atendimento pré-natal. Tal resultado mostra a importância do atendimento pré-natal para aumentar as chances de sobrevivência neonatal no Nordeste do Brasil.

4.3.1 Excesso de mortalidade para a região Nordeste

Os valores de excesso de mortalidade encontram-se na TAB. 10. Se as mulheres nordestinas tivessem seus filhos apenas depois de completarem 20 anos de idade, os óbitos neonatais associados à gravidez na adolescência poderiam sofrer uma redução de 18,4%. O excesso de mortalidade associado ao tamanho muito pequeno ao nascer é de quase 15%.

TABELA .10 Composição, razão de chance e excesso por fator de risco mortalidade neonatal – Nordeste, 1991-96

Fator de risco	Composição	R. Chance	Excesso de mortalidade %
Idade da Mãe (base = 20 anos e mais)			
10 a 19 anos	0,22	2,0344	18,40
Tamanho ao nascer (base = outros)			
Muito pequeno	0,05	4,8216	14,84
Escolaridade da mãe e Pré-natal (base = Escolaridade 5 anos ou mais e pré-natal adequado)			
Escolaridade 5 anos ou mais e pré-natal inadequado	0,17	3,6266	31,11
Escolaridade 5 anos ou mais e sem pré-natal	0,03	17,3363	34,59
Escolaridade até 4 anos com pré-natal adequado	0,14	1,3217	4,28
Escolaridade até 4 anos com pré-natal inadequado	0,26	5,7956	55,31
Escolaridade até 4 anos sem pré-natal	0,20	5,2783	46,64

Fonte dos dados brutos: DHS/96

As categorias que relacionam o nível educacional das mães com o atendimento pré-natal apresentam excesso de mortalidade bastante expressivos, à exceção da categoria de mães com escolaridade baixa (até quatro anos) e atendimento pré-natal adequado. Na hipótese de todas as mulheres nordestinas que têm pelo menos cinco anos de escolaridade receberem atendimento adequado durante a gravidez, poder-se-ia esperar uma redução de mais de 30% nos óbitos relacionados ao pré-natal inadequado e à ausência de assistência.

A categoria que apresenta o valor mais elevado de excesso de mortalidade, e que, portanto, indica maior potencial de declínio de óbitos neonatais dentre os grupos que associam escolaridade com pré-natal, é a referente às mães com escolaridade baixa e atendimento inadequado. Sob a condição hipotética de as mães desse grupo terem seu nível de escolaridade de pelo menos cinco anos e o atendimento recebido durante a gravidez ser adequado, a redução dos óbitos associados a essa categoria seria da ordem de 55%. Potencial de declínio um pouco inferior ao mencionado anteriormente refere-se à categoria das mães de baixa escolaridade e sem assistência durante a gravidez. Se estas mulheres tivessem atendimento adequado e escolaridade elevada, esperar-se-ia uma redução de quase 47% dos óbitos associados a esse fator.

4.4 Modelo para a mortalidade neonatal no Restante do Brasil

Os resultados do modelo que inclui as variáveis significativas para o Restante do Brasil são apresentados na TAB. 11. O indicador de assistência ao parto apresentou efeito principal altamente significativo. Realizar o parto com outras pessoas que não um médico aumenta substancialmente o risco de morte neonatal no Restante do Brasil, diferentemente do que se observa no Nordeste. Este resultado é semelhante ao de RODRIGUES & LEITE (2001), que também encontraram que o risco de morte neonatal associado aos partos realizados por médicos no Restante do Brasil era significativamente menor do que o risco associado aos partos realizados por outras pessoas.

Atendimento pré-natal apresentou efeito de interação com o nível educacional da mãe. Os resultados dessa interação são semelhantes aos observados para o conjunto do Brasil. Se o atendimento pré-natal foi adequado, o risco de morte é ligeiramente menor para as crianças cujas mães têm escolaridade baixa do que para os filhos de mães com escolaridade elevada. Para as mulheres que não receberam assistência pré-natal, há maior risco de mortalidade entre os filhos de mães com escolaridade mais elevada do que entre os filhos de mulheres de baixa escolaridade.

Conforme mencionado anteriormente, esses resultados devem ser vistos com cautela, em virtude da frequência relativamente baixa de óbitos em determinados grupos

da amostra. Para as mulheres que receberam atendimento inadequado durante a gravidez, a diferença no risco de morte em função do nível de escolaridade das mães é muito pequena. Crianças cujas mães receberam atendimento inadequado durante a gravidez (para os dois níveis de escolaridade) apresentam risco de morte neonatal em torno de 70% maior do que os filhos cujas mães têm escolaridade elevada e que tenham recebido atendimento pré-natal adequado. Da mesma forma que foi observado para o conjunto do Brasil e para a região Nordeste, os resultados para o Restante do Brasil indicam que quanto mais adequado for o atendimento pré-natal, menor o risco de morte neonatal, independente do nível de escolaridade das mães.

TABELA .11 Parâmetros, significância e razão de chance dos fatores de risco da mortalidade neonatal – Restante do Brasil, 1991-96

Variável	Parâmetro	R. de Chance
Constante	-3,3570	
Escolaridade da Mãe (base = 5 anos ou mais) até 4 anos	-0,2543	0,7755
Pré-natal (base = adequado) Inadequado Sem atendimento	0,5273 1,6283 *	1,6944 5,0952
Assistência ao parto (base = com médico) outros	1,5641 *	4,7784
Interação (Escolaridade X Pré-natal) até 4 anos X pré-natal inadequado (a) até 4 anos X sem assistência (a)	0,2783 -2,5505	0,7261 0,0513

* parâmetros significantes ao nível de 1%

(a) O nível de significância dos parâmetros referentes às interações não foi calculado.

Fonte dos dados brutos: DHS/96

4.4.1 Excesso de mortalidade neonatal para o Restante do Brasil

Os resultados do excesso de mortalidade para as categorias de risco da mortalidade neonatal do Restante do Brasil encontram-se na TAB. 12. Se todos os partos fossem realizados por médicos, poder-se-ia esperar uma redução de 38% nos óbitos associados aos partos realizados por outras pessoas.

TABELA .12 Composição, razão de chance e excesso de mortalidade neonatal Restante do Brasil – 1991-96

Fator de risco	Composição	R. de chance	Excesso de mortalidade %
Assistência ao parto			
(base = com médico)			
outros	0,16	4,7784	38,14
Escolaridade da mãe e Pré-natal			
(base = Escolaridade 5 anos ou mais e pré-natal adequado)			
Escolaridade 5 anos ou mais e pré-natal inadequado	0,30	1,6944	17,16
Escolaridade 5 anos ou mais e sem pré-natal	0,03	5,0952	9,33
Escolaridade até 4 anos com pré-natal adequado	0,13	0,7755	-2,98
Escolaridade até 4 anos com pré-natal inadequado	0,22	1,7355	13,75
Escolaridade até 4 anos sem pré-natal	0,06	0,3084	-4,31

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Das categorias relacionadas com atendimento pré-natal e escolaridade da mãe, a que apresenta maior potencial de declínio da mortalidade é a referente à assistência inadequada prestada às mulheres que têm pelo menos cinco anos de estudo. Se essas mulheres passassem a receber atendimento adequado durante a gravidez, esperar-se-ia uma redução de 17% no número de óbitos relacionados à inadequação do atendimento. Se as mulheres com nível educacional de até quatro anos que receberam atendimento inadequado passassem a recebê-lo de maneira adequada, a redução esperada nos óbitos relacionados a esse fator seria de quase 14%. A categoria referente às mulheres com escolaridade de 5 anos ou mais que não receberam atendimento adequado durante o período gestacional apresenta um excesso de mortalidade de pouco menos de 10%. Contudo, conforme mencionado anteriormente, as estimativas referentes a essa categoria podem estar viesadas em virtude do número pequeno de óbitos.

4.5 Simulação do Excesso de mortalidade neonatal

As análises até aqui realizadas neste capítulo permitiram verificar as diferenças e semelhanças nos determinantes da mortalidade neonatal entre o Nordeste e o Restante do Brasil. Na região Nordeste, idade da mãe ao ter o filho, tamanho da criança ao nascer e assistência pré-natal apresentaram efeitos principais significativos. Também foi observado efeito de interação entre assistência pré-natal e escolaridade da mãe. Efeito de interação entre estas mesmas variáveis também foi constatado no Restante do Brasil. Nesta região, atendimento ao parto aparece como um importante fator de diferenciais de risco de mortalidade neonatal.

Qual seria o excesso de mortalidade das categorias de risco no Nordeste, na hipótese de tais categorias desta região terem as mesmas proporções que as do Restante do Brasil? A análise que se segue visa responder a essa pergunta.

O modelo a ser utilizado na comparação da mortalidade neonatal inclui as variáveis que apresentaram efeitos principais significativos em pelo menos uma das regiões, à exceção do tamanho da criança ao nascer. A exclusão dessa variável deveu-se à opção por um modelo com menor número de parâmetros, o que resultaria em um número menor de estratos quando da realização da padronização das probabilidades de morte. Cabe esclarecer que a exclusão desta variável altera apenas residualmente os valores dos parâmetros das demais variáveis que permaneceram no modelo. Estes resultados indicam que tamanho ao nascer não é um fator de confundimento da relação das outras variáveis com a mortalidade neonatal.

Os resultados da simulação do excesso de mortalidade do Nordeste caso esta região tivesse as categorias nas mesmas proporções do Restante do Brasil encontram-se na TAB. 13.

Se as mulheres nordestinas tivessem seus filhos com pelo menos vinte anos de idade, a redução esperada nos óbitos neonatais associados à gravidez na adolescência seria de 17,25%. Como a proporção de mães com idade entre 10 e 19 anos é praticamente a mesma no Nordeste e no Restante do Brasil, o excesso simulado de óbitos sofre apenas uma alteração residual, assumindo o valor de 16,56%.

TABELA .13 Excesso de mortalidade da região Nordeste e excesso simulado de mortalidade neonatal do Nordeste caso a composição de nascimentos fosse igual à do Restante do Brasil

Variável	Comp. Nordeste	R. Chance	Excesso	Comp. Restante	Exc. Simulado
Idade da Mãe					
(base = 20 anos ou mais)					
10 a 19 anos	0,22	1,9562	17,25	0,21	16,56
Assistência ao parto					
(base = com médico)					
outros	0,41	1,0083	0,34	0,16	0,14
Escolaridade e Pré-natal					
(base = Escolaridade 5 anos ou mais e pré-natal adequado)					
Escolaridade 5 anos ou mais e pré-natal inadequado	0,17	4,0686	34,53	0,30	47,79
Escolaridade 5 anos ou mais e sem pré-natal	0,03	18,2671	35,86	0,03	30,26
Escolaridade até 4 anos com pré-natal adequado	0,14	1,3957	5,22	0,13	4,85
Escolaridade até 4 anos com pré-natal inadequado	0,26	6,4980	58,66	0,22	54,37
Escolaridade até 4 anos sem pré-natal	0,20	6,2520	51,76	0,06	23,88

Fonte dos dados brutos: DHS/96

O excesso de mortalidade associado aos partos realizados por outras pessoas que não um médico é pouco expressivo no Nordeste (0,34%). Esta é a razão pela qual o excesso simulado também é mínimo (0,14%).

Conforme mencionado anteriormente, o excesso de mortalidade associado às categorias referentes ao nível educacional das mães e o tipo de assistência pré-natal é bastante expressivo. Porém, na condição hipotética da proporção de elementos nas categorias ser igual às do Restante do Brasil, o único grupo que apresentou excesso de mortalidade relativamente diferente nas duas situações foi o de mulheres de baixa escolaridade e sem assistência pré-natal. O excesso de mortalidade cairia de quase 52% para perto de 24%. Isso significa que a diferença na composição dessa categoria entre o Nordeste e o Restante do Brasil é responsável por mais da metade do excesso de mortalidade neonatal associado às condições mais precárias de escolaridade e de assistência pré-natal.

Na hipótese da proporção de mães nordestinas com escolaridade elevada que tiveram assistência pré-natal inadequada ser igual à do Restante do Brasil, o excesso de mortalidade subiria de quase 35% para quase 48%, em consequência da maior proporção de elementos nessa categoria nesta região. No caso das mulheres que não receberam assistência, o excesso de mortalidade sofreria um decréscimo relativamente pequeno, indo de 35% para 30%. Os resultados referentes à simulação para a categoria

das mulheres com escolaridade baixa e pré-natal inadequado indicam que o excesso de mortalidade associado a essa categoria ficaria reduzido de 58,6% para pouco mais de 54%.

4.6 Padronização das probabilidades de morte neonatais

O modelo no qual foram estimadas as probabilidades de morte neonatal foi o mesmo utilizado para a simulação do excesso de mortalidade. Ele inclui três variáveis com duas categorias (escolaridade da mãe, idade da mãe ao ter o filho e atendimento ao parto), e uma com três categorias (assistência pré-natal).

Além dos valores estimados de probabilidade de morte para cada região, foram realizadas as simulações nas quais se estimou os valores das probabilidades de uma região considerando-se o tamanho relativo dos estratos da outra região. Os resultados podem ser vistos no GRAF. 1.

O valor estimado para a probabilidade de morte neonatal no Nordeste foi de 21,43 óbitos por mil nascidos vivos. Este valor é um terço superior ao do Restante do Brasil, que é de 16,03 por mil.

O resultado da primeira simulação – na qual foi estimada a probabilidade de morte neonatal no Nordeste dada a condição hipotética de os estratos terem as mesmas proporções que no Restante do Brasil – indica que haveria uma redução de quase 16% na probabilidade de morte entre os neonatos nordestinos. O valor dado pela simulação (18,02 óbitos por mil) é 12% superior ao valor estimado para o Restante do Brasil (16,03 por mil).

Na segunda simulação – na qual foi estimada a probabilidade de morte neonatal no Restante do Brasil dada a condição hipotética de os estratos terem as mesmas proporções que no Nordeste – observa-se que o valor simulado da probabilidade de morte dos neonatos do Restante do Brasil (21,30 por mil) seria praticamente o mesmo do observado para os nordestinos (21,43 por mil).

GRÁFICO 1 Probabilidade de morte neonatal Nordeste, Restante do Brasil, por tipo de simulação

O que se conclui dos presentes números é que a diferença na composição dos estratos é praticamente a responsável pelo diferencial de nível de mortalidade neonatal entre o Nordeste e o Restante do Brasil. Contudo, não se pode afirmar que não existem diferenças estruturais no que se refere à mortalidade neonatal entre as regiões. As análises específicas para o Nordeste e para o Restante do Brasil mostraram diferentes variáveis responsáveis pela determinação de diferenciais de mortalidade neonatal para as duas regiões estudadas. Idade da mãe e tamanho da criança ao nascer são fatores significantes no Nordeste, mas não no Restante do Brasil. Se a pessoa que realizou o parto for um médico, é um fator altamente significativo da sobrevivência neonatal no Restante do Brasil. Porém no Nordeste, o risco de morte neonatal associado aos partos realizados por médicos é apenas ligeiramente menor do que o realizado por outras pessoas. Portanto, não se pode afirmar que a diferença na probabilidade de morte neonatal entre as duas regiões é apenas devida ao efeito-composição e não ao efeito-estrutura. A análise empreendida no próximo item visa elucidar esta questão.

4.7 Assistência pré-natal, ao parto e sobrevivência neonatal: algumas relações de confundimento

As análises realizadas neste capítulo permitiram verificar que a diferença na probabilidade de morte neonatal entre o Nordeste e o Restante do Brasil pode ser quase totalmente explicada pela desigualdade regional na composição dos estratos. Não obstante, é necessário chamar a atenção para o fato de que, além do efeito-composição, existem diferenças estruturais claras na relação dos fatores considerados e a mortalidade neonatal. Uma destas diferenças é quanto ao fator idade da mãe, que se mostrou significativo no Nordeste mas não no Restante do Brasil.

Outra diferença estrutural bastante evidente refere-se ao parto realizado com médico, que foi altamente significativo e favorável à sobrevivência das crianças no Restante do Brasil. Na região Nordeste, contudo, a diferença no risco de morte neonatal entre os partos realizados com médicos e os realizados por outras pessoas não foi estatisticamente significativa.

A variável tamanho da criança ao nascer também apresentou resultados bastante distintos entre as regiões. Esta foi uma variável extremamente significativa e com elevada intensidade de associação com a mortalidade neonatal no Nordeste, porém não mostrou ser um fator responsável por diferenças importantes no Restante do Brasil.

Tais resultados, associados ao que foi observado por outros autores e que indicam deficiência no atendimento durante a gravidez, ao parto e ao recém-nascido, sugerem alguns questionamentos. O maior percentual de mulheres atendidas de forma adequada durante o pré-natal no Restante do Brasil estaria contribuindo para reduzir – e mesmo eliminar – o maior risco de morte neonatal associado às crianças que nascem muito pequenas? O fato de haver um médico para realizar o parto é capaz de atenuar os possíveis efeitos deletérios de um pré-natal realizado de forma inadequada?

Para responder a estes questionamentos, foram ajustados modelos de regressão logística com a inclusão de uma nova variável por modelo. A verificação se a inclusão de uma nova variável alterou significativamente os parâmetros das demais foi feita utilizando-se o critério de HOSMER & LEMESHOW (1999). Estes autores propõem

que uma variável pode ser considerada como de confundimento da relação de uma covariável de interesse com a resposta, se a sua inclusão no modelo produzir uma alteração de pelo menos 15% no coeficiente da covariável. Matematicamente, a variação produzida no coeficiente da covariável de interesse é dada pela equação:

$$\Delta\beta\% = \frac{\beta_1 - \beta_2}{\beta_2} \times 100$$

onde: β_1 e β_2 são, respectivamente, o coeficiente da covariável de interesse sem e com a variável de confundimento.

A TAB. 14 apresenta os valores dos coeficientes dos parâmetros referentes a cada um dos seis modelos ajustados para a região Nordeste. O Modelo 1 inclui apenas a variável explicativa tamanho da criança ao nascer, que é altamente significativa da mortalidade neonatal no Nordeste.

TABELA .14 Valor dos parâmetros, verossimilhança, graus de liberdade adicionados ao modelo e diferença em relação ao modelo anterior – Mortalidade neonatal – Nordeste, 1991-96

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Constante	-3,9904	-4,2123	-4,3819	-5,4339	-5,6033	-5,5937
Tamanho (Muito pequeno)	1,6768*	1,7133*	1,6818*	1,5177*	1,5731*	1,5780*
Idade (10 a 19 anos)		0,7643**	0,7629**	0,7352**	0,7102**	0,7076**
Escolaridade da mãe (até 4 anos)			0,2705	-0,0893	0,2789	0,2873
Pré-natal						
Inadequado				1,4876*	1,2883	1,2928
Sem assistência				1,8307*	2,8528*	2,8700**
Interação (Escolaridade X Pré-natal)						
Até 4 anos X pré-natal inadequado					0,1899	0,1919
Até 4 anos X sem assistência					-1,4681	-1,4650
Parto com outros (não médico)						-0,0530
Verossimilhança	440,480	434,896	434,151	419,920	414,281	414,254
Graus de liberdade adicionados ao modelo	1	1	1	2	2	1
Diferença em relação ao modelo anterior	0,0002	0,0181	0,3881	0,0008	0,0596	0,8695

* parâmetro significativo a 1%

** parâmetro significativo a 5%

Fonte dos dados brutos: DHS/96

A inclusão das variáveis idade e escolaridade da mãe (Modelos 2 e 3, respectivamente), produziu apenas alterações residuais nos coeficientes dos parâmetros da covariável tamanho ao nascer, sugerindo que aquelas variáveis não são consideradas

de confundimento da relação entre esta e a mortalidade neonatal no Nordeste. Cabe destacar que a inclusão da variável escolaridade da mãe (Modelo 3) não acarretou em um modelo melhor ajustado aos dados do que o anterior (Modelo 2).

Ao se incluir a variável que representa o tipo de assistência pré-natal (Modelo 4), observa-se uma redução de quase 11% no valor do coeficiente do parâmetro referente ao tamanho da criança ao nascer (de 1,6818 para 1,5177). Esta atenuação no valor do coeficiente sugere uma redução razoável no risco de morte neonatal das crianças consideradas muito pequenas ao nascer (porém, menor do que os 15% preconizados por Hosmer e Lemeshow). O valor do coeficiente referente à escolaridade da mãe sofreu uma alteração significativa, indo de um valor positivo para outro negativo. Este resultado sugere um possível efeito de interação entre esta variável e o atendimento pré-natal, o que foi comprovado e já mencionado anteriormente.

No Modelo 5 é acrescentada a interação entre escolaridade da mãe e assistência pré-natal. O teste da razão da verossimilhança indica que este modelo é estatisticamente diferente do anterior e se ajusta melhor aos dados (valor de $p = 0,0596$). Porém, a inclusão da interação no modelo não provocou alterações expressivas nos coeficientes dos parâmetros referentes ao tamanho da criança ao nascer e à idade da mãe ao ter o filho.

A inclusão da variável que indica com quem o parto foi realizado também produz apenas alterações residuais nos coeficientes dos parâmetros das demais variáveis. Tal resultado sugere que esse fator não é capaz de modificar a relação dos demais fatores com a mortalidade neonatal no Nordeste.

Em síntese, na região Nordeste, atendimento pré-natal e com quem o parto foi realizado não são fatores que contribuem para a redução no risco de morte neonatal das categorias de risco das variáveis idade da mãe ao ter o filho e tamanho da criança ao nascer. A relação do atendimento pré-natal com a mortalidade neonatal em função do nível de escolaridade das mães foi analisada com base nos efeitos de interações.

Os valores dos coeficientes dos parâmetros referentes aos seis modelos ajustados para o Restante do Brasil encontram-se na TAB.15. Diferentemente do que foi observado para o Nordeste, tamanho da criança ao nascer não apresentou significância estatística na determinação da mortalidade neonatal no Restante do Brasil nem mesmo

quando era a única variável do modelo (Modelo 1). As inclusões das variáveis idade da mãe (Modelo 2) e escolaridade da mãe (Modelo 3) não produziram modelos que fossem significativamente diferente dos anteriores.

TABELA .15 Valor dos parâmetros, verossimilhança, graus de liberdade adicionados ao modelo e diferença em relação ao modelo anterior – Mortalidade neonatal – Restante do Brasil, 1991-96

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Constante	-4,1481	-4,2357	-4,1982	-4,7082	-4,7381	-4,9883
Tamanho (Muito pequeno)	0,5833	0,5861	0,6037	0,5274	0,6093	0,9073
Idade (10 a 19 anos)		0,3664	0,3644	0,3154	0,2867	0,1138
Escolaridade da mãe (até 4 anos)			-0,0958	-0,2310	-0,1174	-0,2920
Pré-natal						
Inadequado				0,7935**	0,6576	0,5184
Sem assistência				1,0914**	2,0599*	1,6065*
Interação (Escolaridade X Pré-natal)						
até 4 anos X pré-natal inadequado					0,2894	0,2925
até 4 anos X sem assistência					-2,4414	-2,5884
Parto com outros (não médico)						1,5948
Verossimilhança	450,266	449,180	449,086	442,770	435,316	412,797
Graus de liberdade adicionados ao modelo	1	1	1	2	2	1
Diferença em relação ao modelo anterior	0,3736	0,2974	0,7592	0,0425	0,0241	0,0000

* parâmetro significativo a 1%

** parâmetro significativo a 5%

Fonte dos dados brutos: DHS/96

A variável idade da mãe também não foi estatisticamente significativa nem produziu alterações expressivas no coeficiente do parâmetro referente ao tamanho da criança ao nascer. Resultados semelhantes são observados no Modelo 3, no qual é incluído o fator escolaridade da mãe, que não é significativo nem altera os coeficientes dos parâmetros das demais variáveis.

O teste da razão da verossimilhança indica que o Modelo 4 é estatisticamente diferente do Modelo 3 ($p = 0,0425$). A inclusão da variável assistência pré-natal (Modelo 4) produziu uma redução no valor do coeficiente referente ao tamanho da criança ao nascer de quase 15% (de 0,6037 para 0,5274) e apenas alterações residuais no coeficiente da idade da mãe. Este resultado sugere que no Restante do Brasil, o fato das mulheres receberem atendimento pré-natal contribui para reduzir os riscos de morte neonatal das crianças que nascem muito pequenas.

Ao se incluir a variável que caracteriza com quem o parto foi realizado, obtém-se um modelo (Modelo 6) que se ajusta aos dados de forma muito superior do que os anteriores. São observadas grandes alterações nos coeficientes das demais variáveis. Com relação ao tamanho da criança ao nascer, observa-se que houve um acréscimo de quase 33% no coeficiente do parâmetro (de 0,6093 para 0,9073), sugerindo um aumento no risco de morte das crianças muito pequenas. No entanto, apesar do aumento do valor do coeficiente, tamanho ao nascer permaneceu estatisticamente não significativo ($p = 0,14$).

Alteração relativa bastante expressiva foi observada no coeficiente referente à idade da mãe ao ter o filho, que sofreu uma redução de 0,2867 para 0,1138. No entanto, nestas análises, o fato da mãe ter idade entre 10 e 19 anos não apresenta risco estatisticamente significativo de morte neonatal no Restante do Brasil.

A análise dos coeficientes dos parâmetros das variáveis que apresentaram efeito de interação (escolaridade da mãe e pré-natal) será feita com base nos dados da TAB. 16.

TABELA .16 Parâmetros dos modelos referentes às categorias das variáveis que apresentaram efeito de interação Restante do Brasil, 1991-96

Pré-natal	Escolaridade	Modelo 5	Modelo 6
Adequado	5 anos ou mais	0,0000	0,0000
	Até 4 anos	-0,1174	-0,2920
Inadequado	5 anos ou mais	0,6574	0,5184
	Até 4 anos	0,8296	0,5189
Sem assistência	5 anos ou mais	2,0599	1,6005
	Até 4 anos	-0,4989	-1,2739

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Para as mães que tiveram atendimento pré-natal adequado, a inclusão da variável que indica com quem foi feito o parto produz uma redução no risco de morte dos filhos daquelas mães com escolaridade mais baixa (até 4 anos). No entanto, conforme já mencionado neste capítulo, os resultados referentes a esta categoria devem ser vistos com cuidado em virtude do tamanho pequeno da amostra.

Alterações expressivas e mais confiáveis acontecem nos coeficientes dos parâmetros relacionados com o atendimento inadequado durante a gravidez. Observa-se uma redução de 21% no valor do coeficiente do parâmetro relacionado com os filhos de mães de escolaridade mais elevada. Para as crianças cujas mães têm até 4 anos de escolaridade, a redução no valor do coeficiente do parâmetro foi ainda maior (37%). Resultados semelhantes também foram observados com relação aos valores dos coeficientes relacionados com a ausência de atendimento pré-natal. Houve uma atenuação considerável do valor dos coeficientes associados tanto à escolaridade alta como à escolaridade baixa.

Em resumo, os resultados sugerem que, no Restante do Brasil, partos realizados por médicos compensam, em algum grau, os possíveis aumentos nos riscos de morte neonatal causados pela inadequação ou ausência de assistência pré-natal e pela diferença no nível educacional das mães.

4.8 Considerações finais

No presente capítulo foram analisados os fatores associados com a mortalidade neonatal no Brasil e nas duas regiões consideradas. Alguns resultados merecem ser destacados. Inicialmente, merece menção o fato de que a variável conjunta ordem de nascimento/intervalo prévio não apresentou significância estatística em qualquer dos modelos de regressão múltipla apresentados. Resultados semelhantes já haviam sido observados por outros autores já mencionados. PALLONI & TIENDA (1986) chamam atenção que o efeito destes fatores devem ser mais pronunciados na infância do que logo após o nascimento.

Para o conjunto do Brasil, idade da mãe ao ter o filho, atendimento pré-natal, assistência ao parto, tamanho ao nascer e região apresentaram significância estatística.

Esta última variável, contudo, só foi significativa quando incluída a interação com assistência ao parto.

As análises regionais específicas confirmaram as hipóteses de que existem fatores distintos da mortalidade neonatal para cada região. Idade da mãe, tamanho da criança ao nascer e atendimento ao parto apresentaram resultados bastante diferentes entre o Nordeste e o Restante do Brasil.

Idade da mãe apresentou significância para o conjunto do país e para a região Nordeste, mas não para o Restante do Brasil. Se considerarmos que a proporção de mulheres com escolaridade elevada e assistência pré-natal adequada das mulheres do Restante do Brasil é superior à das nordestinas, cabe questionar se o fator idade permaneceria como um importante preditor da mortalidade neonatal, caso as condições socioeconômicas e de acesso aos serviços de saúde fossem as mesmas para todas as mães. Alguns autores mencionados observaram uma redução do efeito da idade sobre a mortalidade neonatal quando o modelo passava a incluir fatores socioeconômicos e de atendimento pré-natal (RODRIGUES & LEITE, 2001, CÉSAR, RIBEIRO & ABREU, 2000).

Um aspecto interessante observado, e que merece ser estudado com mais aprofundamento, refere-se à forma da relação entre atendimento ao parto e mortalidade neonatal no Brasil. Os resultados indicam, para o Restante do Brasil, uma chance muito maior de sobrevivência das crianças cujos partos foram realizados por médicos do que para as demais. Para o Nordeste, o risco de mortalidade neonatal é apenas ligeiramente maior para os partos realizados por médicos. Porém, com os dados disponíveis não se pode chegar a conclusões mais definitivas se tal fenômeno ocorre em consequência da seletividade, do treinamento das parteiras e de agentes comunitários de saúde, por falhas nos atendimentos hospitalares, deficiências estruturais dos hospitais e postos de atendimento ou qualquer outro fator.

A análise do excesso de mortalidade para o conjunto do Brasil indica que se os partos fossem realizados por um médico e nas mesmas condições que eles acontecem no Restante do Brasil, poder-se-ia esperar uma redução entre 17% e 22% nos óbitos associados aos partos realizados por outras pessoas e na região Nordeste.

Os resultados encontrados mostram uma forte intensidade de associação entre assistência pré-natal e mortalidade neonatal. O excesso de mortalidade associado às categorias de risco dessa variável – em especial a categoria referente ao atendimento inadequado – é bastante expressivo para as duas categorias de escolaridade com as quais há efeito de interação.

Para o Restante do Brasil, merece destaque o elevado risco de morte neonatal associado aos partos realizados com outras pessoas que não um médico. Se todos os partos recebessem o atendimento de um médico, poder-se-ia esperar uma redução de 38% no número de óbitos associados à ausência de assistência desse tipo de profissional.

Outro importante resultado a salientar refere-se à variável escolaridade da mãe. Em conformidade com os resultados de outros autores, no presente trabalho este fator também não teve efeito principal significativo na determinação da mortalidade neonatal. Contudo, em todos os três recortes espaciais considerados (Brasil, Nordeste e Restante do Brasil), esta variável apresentou efeitos de interação com atendimento pré-natal. Os resultados encontrados sugerem, para os três recortes espaciais considerados, que o risco de morte neonatal é invariavelmente menor quando o atendimento pré-natal é adequado, independente do nível de escolaridade das mães. Contudo, análises de diferenças de risco de mortalidade em função do nível de escolaridade das mães, para atendimento pré-natal adequado e ausência de assistência, devem ser vistas com cautela, pois existem problemas relacionados com o tamanho da amostra em algumas categorias.

O procedimento de padronização das probabilidades estimadas de morte pelo modelo de regressão ajustado permitiu verificar que se os estratos populacionais do Nordeste tivessem o mesmo tamanho relativo dos estratos do Restante do país, o diferencial de nível de mortalidade neonatal entre as regiões seria praticamente eliminado. Não obstante, esse resultado deve ser visto com o cuidado necessário para não se afirmar que não há diferença estrutural na mortalidade neonatal entre as regiões. A diferença na composição dos estratos explica quase toda a diferença de nível (dada pela probabilidade de morte). Porém, os resultados dos modelos multivariados apontam para diferenças estruturais no que tange, por exemplo, à idade da mãe ao ter o filho (significante no Nordeste e não significante no Restante do Brasil) e atendimento ao parto.

As análises finais do capítulo foram desenvolvidas no sentido de avaliar se o fato de as mulheres receberem atendimento pré-natal ou serem assistidas por um médico durante o parto contribuiria para melhorar as chances de sobrevivência neonatal das crianças que se encontram nas categorias de risco das demais variáveis. As análises de regressão múltipla desenvolvidas indicaram que, na região Nordeste, atendimento pré-natal e com quem o parto foi realizado não cumprem esse papel no que diz respeito à redução dos riscos de morte associados ao tamanho muito pequeno ao nascer e à idade da mãe entre 10 e 19 anos. No Restante do Brasil, os efeitos do atendimento pré-natal sobre as categorias de risco dessas variáveis parecem ser bastante modestos. Os efeitos do atendimento pré-natal sobre o risco de mortalidade neonatal em função do nível de escolaridade das mães, no Nordeste e no Restante do Brasil, foi analisado com base nos efeitos de interação. No entanto, o fato de receber atendimento de um médico durante o parto parece compensar bastante os efeitos deletérios sobre a sobrevivência neonatal relacionados com os fatores de risco incluídos anteriormente nas análises.

5. ANÁLISE INTRA-REGIONAL E COMPARAÇÃO INTERREGIONAL DA MORTALIDADE PÓS-NEONATAL

O objetivo do presente capítulo é o de estabelecer comparação entre as duas regiões, por intermédio da análise de regressão múltipla da mortalidade pós-neonatal. O capítulo é iniciado com uma análise descritiva da mortalidade pós-neonatal em função das variáveis consideradas para este período.

Em seguida ajusta-se um modelo de regressão logística múltipla para o Brasil, no qual se utiliza a variável região como controle. O intuito desta análise é mostrar a existência de risco diferenciado de morte pós-neonatal entre as regiões Nordeste e Restante do Brasil, mesmo quando o modelo é controlado pelos fatores geográficos, socioeconômicos e demográficos considerados.

O passo seguinte foi realizar análises de regressão múltipla independentes para cada região. Desenvolve-se também uma análise do excesso de mortalidade referente às categorias de risco das variáveis consideradas em cada um dos modelos aplicados. A análise intra-regional é concluída com um modelo final para cada região.

Foi realizada também uma simulação do excesso de mortalidade que seria esperado para as categorias de risco das variáveis na região Nordeste, caso a proporção de crianças em tais categorias desta região fosse igual à do Restante do Brasil. Com tal análise é possível estimar o quanto do excesso de risco se deve à diferença na composição de nascimentos e o quanto se refere à relação estrutural da variável com a mortalidade.

As análises finais do capítulo referem-se a um exercício de padronização dos valores das probabilidades de morte pós-neonatal.

5.1 Análise descritiva da mortalidade pós-neonatal

Antes da aplicação dos modelos de regressão logística foi desenvolvida uma análise descritiva com base na razão de chance de cada variável considerada para este período. Os resultados da frequência de nascidos vivos, probabilidade de morte pós-

neonatal de cada categoria e a razão de chance podem ser vistos na TAB. 17. Nela observam-se resultados coerentes com o esperado. As probabilidades de morte pós-neonatal referentes ao Nordeste são invariavelmente superiores às do Restante do Brasil.

TABELA .17 Nascidos vivos, probabilidade de morte pós-neonatal e razão de chance por fatores selecionados – Nordeste e Restante do Brasil, 1991-96

Fatores de risco	Nordeste			Restante do Brasil		
	Nasc. vivos	p(pós-neo)	R. chance	Nasc. vivos	p(pós-neo)	R. chance
Local de residência						
Urbano	1021	24,49	1,00	1872	12,82	1,00
Rural	689	60,96	2,49	325	15,38	1,20
Água utilizada para beber						
encanada dentro de casa	774	20,67	1,00	1480	9,46	1,00
outras fontes	936	54,49	2,64	717	20,92	2,21
Escolaridade da mãe						
5 anos ou mais	676	17,75	1,00	1289	7,76	1,00
até 4 anos	1034	53,19	3,00	908	20,93	2,70
Idade da mãe						
20 anos ou mais	1354	34,71	1,00	1757	11,95	1,00
10 a 19 anos	356	56,18	1,62	440	18,18	1,52
Ordem de nasc./Int. prévio						
primeiro filho	515	25,24	1,00	801	11,24	1,00
2 ou 3; int. curto	156	57,69	2,29	104	48,08	4,28
2 ou 3; int. longo	541	29,57	1,17	898	10,02	0,89
4 ou mais	498	58,23	2,31	394	15,23	1,36
Aleitamento						
3 meses ou mais	1160	27,59	1,00	1580	6,96	1,00
menos de 3 meses	550	63,64	2,31	617	29,17	4,19
Motivo de parar aleitamento						
outros motivos	1695	37,76	1,00	2150	11,63	1,00
doença	15	200,00	5,30	47	85,11	7,32

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Com relação ao local de residência, observa-se que o risco de morte pós-neonatal de uma criança que reside em zona rural no Nordeste é duas vezes e meia o risco de uma criança que reside em zona urbana. No Restante do Brasil, o respectivo aumento no risco de morte associado às crianças residentes em zonas rurais é de apenas 20%. Residir em casa cuja água utilizada para beber não é proveniente de rede pública e com canalização interna aumenta o risco de mortalidade das crianças nordestinas em

164% e em 121% para as do Restante do Brasil. Filhos cujas mães têm baixo nível de escolaridade (até quatro anos) apresentam, para as duas regiões consideradas, aproximadamente três vezes mais risco de morte do que os de seus pares cujas mães tenham escolaridade mais elevada (cinco anos ou mais). Nascer quando a mãe é adolescente (menos de 20 anos) aumenta em 62% e 52% o risco de morte pós-neonatal, respectivamente no Nordeste e Restante do Brasil.

Segundo ou terceiro filhos, nascidos após um intervalo curto (menos de 18 meses) do nascimento do irmão imediatamente mais velho apresentam risco de morte 2,29 vezes o valor referente ao dos primeiros filhos (categoria de referência), no caso nordestino, e em 4,28 vezes no Restante do Brasil. Se o intervalo prévio é longo, o risco de morte de uma criança nordestina cuja ordem de nascimento seja 2 ou 3 é apenas 17% maior do que a do primeiro filho e no Restante do Brasil é 11% menor. Ter ordem de nascimento elevada (independentemente do intervalo entre nascimentos) apresenta, no Nordeste, risco de morte pós-neonatal de mais do dobro do que os primeiros nascimentos. No Restante do Brasil, o risco de morte pós-neonatal associado aos filhos de ordem 4 ou mais é 36% superior ao dos primogênitos.

Crianças nordestinas amamentadas durante menos de três meses apresentam um risco de morte 131% superior ao daquelas que foram amamentadas por mais tempo. No Restante do Brasil, o risco de morte pós-neonatal associado ao aleitamento por menos de três meses é 4,19 vezes o risco de morte associado ao aleitamento mais prolongado. Interromper o aleitamento por motivo de doença aumenta o risco de morte em mais de cinco vezes no Nordeste e em mais de sete vezes no Restante do Brasil.

5.2 Modelo multivariado para a mortalidade pós-neonatal no Brasil

A análise da mortalidade pós-neonatal é iniciada com a aplicação de modelos de regressão logística para os dados do conjunto do Brasil. A região é utilizada como uma das covariáveis dos modelos. Análises preliminares mostraram que dos fatores inicialmente incluídos, apenas local de residência não apresentou significância estatística. As análises seguintes foram desenvolvidas sem a inclusão dessa variável.

Na TAB. 18 pode ser visto que mesmo com a inclusão das variáveis já mencionadas como controle, a região permanece altamente significativa. Crianças nordestinas apresentam um risco de mortalidade pós-neonatal de mais do que o dobro das crianças do conjunto das demais regiões brasileiras. O risco de morte pós-neonatal associado às crianças que residem em domicílio cuja água utilizada para beber não é proveniente de rede pública e encanada dentro de casa é mais de 100% superior ao das demais crianças.

TABELA .18 Parâmetros, significâncias e razões de chance por fatores de risco da mortalidade pós-neonatal – Brasil, 1991-96

Variável	Parâmetro	Significância	Razão de Chance
Constante	-6,0907	0,0000	
Região (base = Restante do Brasil)			
Nordeste	0,7540	0,0018	2,1254
Água utilizada para beber (base = encanada dentro de casa)			
outras fontes	0,7024	0,0031	2,0185
Escolaridade da mãe (base = 5 anos ou mais)			
até 4 anos	0,7359	0,0057	2,0873
Idade da mãe (base = 20 anos ou mais)			
10 a 19 anos	0,6978	0,0143	2,0093
Ordem de nasc./Int. Prévio (base = Primeiro filho)		0,0314	
2 ou 3; int. curto	0,8874	0,0138	2,4289
2 ou 3; int. longo	0,3404	0,2924	1,4056
4 ou mais	0,7977	0,0203	2,2204
Aleitamento (base = pelo menos 3 meses)			
menos de 3 meses	1,0765	0,0000	2,9344
Motivo de parar aleitamento (base = outros motivos)			
doença	1,6907	0,0002	5,4234

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Crianças cujas mães têm baixa escolaridade (até 4 anos) apresentam um risco de morte 2,08 vezes o daquelas cujas mães têm nível educacional mais elevado (5 anos ou

mais). Estes resultados são semelhantes aos de SANTOS (1996). A autora, ao trabalhar com dados da DHS/91 para o Nordeste do Brasil, verificou que o risco de morte pós-neonatal dos filhos de mães com pelo menos cinco anos de escolaridade era significativamente menor do que o dos filhos de mães analfabetas. O risco de morte destes, por sua vez, não era estatisticamente diferente daqueles cujas mães tinham de 1 a 4 anos de escolaridade. Crianças nascidas quando as mães têm de 10 a 19 anos apresentam um risco de morte duas vezes superior ao daquelas cujas mães têm mais idade.

Filhos de ordem de nascimento 2 ou 3 cujos intervalos prévios são curtos são altamente associados à mortalidade pós-neonatal e apresentam um risco de morte 2,4 vezes o dos primogênitos. Risco semelhante é apresentado para os filhos de parturição elevada (ordem quatro ou mais). Filhos de ordem 2 ou 3 com intervalo prévio longo não apresentaram diferenças significativas quanto ao risco de morte pós-neonatal em relação aos primogênitos.

Criança amamentada por pouco tempo (menos de três meses) apresenta parâmetro altamente significativo e indica que o risco de morte associado a esta categoria é quase o triplo daquelas que foram amamentadas por pelo menos três meses. Se o motivo da interrupção do aleitamento foi porque a criança estava doente ou fraca o risco de morte é mais de cinco vezes o valor associado àquelas cuja interrupção se deu por outros motivos.

5.2.1 Análise do excesso de mortalidade

A TAB. 19 apresenta os resultados do excesso de mortalidade pós-neonatal referentes às categorias de risco das variáveis incluídas no modelo. Com relação ao fator região, observa-se que o excesso de mortalidade pós-neonatal associado ao Nordeste é de pouco mais de 30%. É importante chamar a atenção para o fato de que esse número foi obtido com base em um modelo que inclui as demais variáveis que constam na TAB. 18. Tais variáveis, por sua vez, apresentam valores que representam sua média para a amostra considerada nesta análise, ou seja, o seu valor médio para o Brasil. Não obstante, ao se ajustar um modelo independente para cada região (um para o Nordeste e

outro para o Restante do Brasil), a diferença na probabilidade de morte pós-neonatal resultante poderá ser diferente dos 30% observados na presente análise. Isso se justifica pelo fato de que estarão sendo consideradas as características regionais e o modelo sintetiza os respectivos efeito-composição e efeito-estrutura inerentes a cada região.

TABELA .19 Composição, razão de chance e excesso de mortalidade por fator de risco da mortalidade pós-neonatal – Brasil, 1991-96

Variável	Composição	Razão de chance	Excesso de mortalidade %
Região			
Nordeste	0,44	2,1254	33,02
Água utilizada para beber			
Outras fontes	0,42	2,0185	30,11
Escolaridade da mãe			
Até 4 anos	0,50	2,0873	35,08
Idade da mãe			
10 a 19 anos	0,20	2,0093	17,07
Ordem de nasc./Int. Prévio			
2 ou 3; int. curto	0,07	2,4289	8,74
2 ou 3; int. longo	0,37	1,4056	12,99
4 ou mais	0,23	2,2204	21,77
Aleitamento			
Menos de 3 meses	0,30	2,4276	29,92
Motivo de parar aleitamento			
Doença	0,02	5,4234	6,61

Fonte dos dados brutos: DHS/96

As estimativas indicam que se as mães tivessem pelo menos cinco anos de estudo, o percentual esperado da redução dos óbitos associados a esse fator seria da ordem de 35%. Na hipótese das mulheres terem seus filhos com pelo menos 20 anos de idade, esperar-se-ia uma redução de 17% no número de mortes relacionadas com a pouca idade das mães.

Quando comparados com os primeiros nascimentos, observa-se um excesso de mortalidade de quase 22% associado à parturição elevada (filhos de ordem quatro ou mais). Filho de ordem dois ou três nascido há menos de 18 meses do seu irmão

imediatamente mais velho apresenta uma forte associação com a mortalidade pós-neonatal no Brasil (razão de chance = 2,4). Porém, como é pequena a proporção de crianças com tais características (7%), o excesso de mortalidade associado a essa categoria é relativamente pequeno (8,7%).

Na condição hipotética de as mães amamentarem seus filhos por pelo menos três meses, poder-se-ia esperar uma redução de quase 30% no número de mortes relacionadas com o curto período de aleitamento. O excesso de mortalidade associado às crianças cuja interrupção do aleitamento foi motivado por doença é de 6,6% em relação àquelas que pararam de serem amamentadas por outros motivos.

5.3 Modelo para a mortalidade pós-neonatal no Nordeste

Para a construção do modelo de regressão logística múltipla do Nordeste foram considerados os determinantes socioeconômicos e próximos da mortalidade pós-neonatal já mencionadas. A variável local de residência foi retirada do modelo final, apresentado na TAB. 20, porque não apresenta efeito estatisticamente significativo na determinação de diferenciais de mortalidade pós-neonatal na região Nordeste.

Crianças nordestinas em cujos domicílios a água utilizada para beber não é originária de rede pública e encanada dentro de casa têm risco de mortalidade pós-neonatal de pouco mais do que o dobro das demais. O risco de morte dos filhos de mães com baixo nível educacional (até 4 anos) é 94% superior ao de seus pares cujas mães têm pelo menos 5 anos de escolaridade.

Idade da mãe apresenta parâmetro altamente significativo e com forte intensidade de associação com a mortalidade pós-neonatal no Nordeste. Filhos de mães adolescentes têm um risco de mortalidade 2,6 vezes o valor associado aos filhos de mães com pelo menos vinte anos de idade.

TABELA .20 Parâmetros, significâncias e razões de chance por variável
Mortalidade pós-neonatal – Região Nordeste, 1991-96

Variável	Parâmetro	Significância	Razão de Chance
Constante	-5.4738	0.0000	
Água utilizada para beber (base = encanada dentro de casa)			
outras fontes	0.7221	0.0180	2.0588
Escolaridade da mãe (base = 5 anos ou mais)			
até 4 anos	0.6629	0.0568	1.9404
Idade da mãe (base = 20 anos ou mais)			
10 a 19 anos	0.9610	0.0071	2.6144
Ordem de nasc./Int. Prévio (base = Primeiro filho)		0.0646	
2 ou 3; int. curto	0.7703	0.0914	2.1605
2 ou 3; int. longo	0.5729	0.1671	1.7733
4 ou mais	1.1274	0.0102	3.0877
Aleitamento (base = pelo menos 3 meses)			
menos de 3 meses	0.9485	0.0002	2.5818
Motivo de parar aleitamento (base = outros motivos)			
doença	1.634	0.0205	5.1245

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Das categorias da variável conjunta ordem de nascimento/intervalo prévio, a referente a filhos de ordem quatro ou mais apresentou resultado estatisticamente bastante significativo. O risco associado a parturição elevada é mais de 200% superior ao risco dos primogênitos. Embora tenha apresentado significância apenas marginal (9%), filhos de ordem 2 ou 3, nascidos após um intervalo inferior a 18 meses do nascimento do irmão imediatamente mais velho apresentam risco de mortalidade de mais do que o dobro dos primogênitos.

Ser amamentado por menos de três meses faz com que o risco de morte pós-neonatal seja 2,5 vezes o risco associado ao aleitamento mais prolongado (pelo menos três meses). Conforme esperado, o risco de morte pós-neonatal associado às crianças cujo motivo da interrupção do aleitamento foi por doença da criança é muito maior do que o de outros motivos (mais de 5 vezes).

5.3.1 Excesso de mortalidade pós-neonatal para a região Nordeste

A TAB. 21 apresenta os valores do excesso de mortalidade, calculados em função dos resultados das razões de chance do modelo da TAB. 20. Aproximadamente 37% das mortes ocasionadas em decorrência das condições inadequadas da água utilizada para beber nos domicílios nordestinos poderiam ser reduzidas, caso tais domicílios tivessem água encanada dentro de casa, proveniente de rede pública de abastecimento.

TABELA .21 Composição, razão de chance e excesso de mortalidade pós-neonatal Região Nordeste, 1991-96

Variável	Composição	Razão de chance	Excesso de mortalidade %
Água utilizada para beber			
Outras fontes	0,55	2,0588	36,68
Escolaridade da mãe			
Até 4 anos	0,61	1,9404	36,26
Idade da mãe			
10 a 19 anos	0,21	2,6144	25,14
Ordem de nasc./Int. Prévio			
2 ou 3; int. curto	0,09	2,1605	9,55
2 ou 3; int. longo	0,32	1,7733	19,64
4 ou mais	0,29	3,0877	37,79
Aleitamento			
Menos de 3 meses	0,32	2,5818	33,75
Motivo de parar aleitamento			
Doença	0,01	5,1245	3,58

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Dos óbitos ocorridos no período pós-neonatal, associados à baixa escolaridade das mães, 36% deles poderiam ser reduzidos, caso elas tivessem pelo menos 5 anos de estudo. Se as mulheres nordestinas tivessem seus filhos com pelo menos 20 anos de idade, poder-se-ia esperar uma redução de aproximadamente 25% no número dos óbitos associados à maternidade na adolescência. Outra fonte potencial de redução da mortalidade pós-neonatal no Nordeste está associada a parturição elevada. Pode-se

esperar uma redução de quase 38% da mortalidade relacionada com os filhos de ordem 4 ou mais.

Amamentar o filho por pelo menos três meses poderia reduzir o número de mortes associadas ao aleitamento por pouco tempo em quase 34%. O excesso de mortalidade associado à interrupção do aleitamento por motivo de doenças é de 3,5%.

5.4 Modelo para a mortalidade pós-neonatal no Restante do Brasil

A TAB. 22 mostra os resultados dos coeficientes dos parâmetros significativos, as respectivas significâncias e razões de chance.

TABELA .22 Parâmetros, significâncias e razões de chance
Mortalidade pós-neonatal Restante do Brasil, 1991-96

Variável	Parâmetro	Significância	R. de Chance
Constante	-5,8740	0,0000	
Água utilizada para beber (base = encanada dentro de casa)			
outras fontes	0,6991	0,0706	2,0119
Escolaridade da mãe (base = 5 anos ou mais)			
até 4 anos	0,8529	0,0406	2,3464
Ordem de nasc./Int. Prévio (base = Primeiro filho)		0,0697	
2 ou 3; int. curto	1,3276	0,0222	3,7719
2 ou 3; int. longo	-0,1067	0,8250	0,8988
4 ou mais	0,0302	0,9567	1,0306
Aleitamento (base = pelo menos 3 meses)			
menos de 3 meses	1,3704	0,0005	3,9368
Motivo de parar aleitamento (base = outros motivos)			
doença	1,7066	0,0035	5,5100

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Água utilizada para beber apresentou significância apenas marginal (7%). Entretanto, o risco de morte pós-neonatal associado às crianças em cujos domicílios a água não é proveniente de rede pública de abastecimento e encanada dentro de casa é o

dobro das demais. Crianças cujas mães têm escolaridade baixa apresentam um risco de morte 135% superior ao daquelas cujas mães têm pelo menos cinco anos de estudo.

A variável conjunta ordem de nascimento/intervalo prévio apresentou significância apenas para a categoria referente à ordem de nascimento 2 ou 3 e intervalo prévio curto. O valor para a razão de chance relativa a essa categoria indica que o risco de morte pós-neonatal no Restante do Brasil é 3,8 vezes o risco dos primogênitos. Ao contrário do que foi encontrado para o Nordeste, parturição elevada não apresenta excesso de risco significativo em relação aos primeiros nascimentos. Filhos de ordem dois ou três associados a intervalos prévios iguais ou superiores a 18 meses apresentam risco de mortalidade ligeiramente inferior aos primogênitos. Contudo, tal resultado não apresenta significância estatística.

Aleitamento apresenta-se com forte intensidade de associação com óbito pós-neonatal no Restante do Brasil. Crianças que tenham sido amamentadas por menos de três meses têm risco de morte aproximadamente 3,9 vezes o daquelas amamentadas por mais tempo. Interromper o aleitamento por motivo de doença da criança está fortemente associado com a mortalidade pós-neonatal. O risco de morte destas crianças é mais de 4 vezes superior ao daquelas cujos motivos de interrupção do aleitamento foram outros.

5.4.1 Excesso de mortalidade pós-neonatal para o Restante do Brasil

Os resultados referentes ao excesso de mortalidade para as variáveis que se mostraram estatisticamente significantes no Restante do Brasil estão na TAB. 23. Se todos os domicílios do Restante do Brasil tivessem água para beber encanada dentro de casa proveniente de rede pública de abastecimento, poder-se-ia esperar uma redução de quase 25% nos óbitos associados às condições inadequadas de água.

Escolaridade da mãe apresenta um potencial elevado de declínio da mortalidade pós-neonatal no Restante do Brasil. Sob a hipótese das mulheres terem pelo menos cinco anos de estudo, a redução esperada nos óbitos relacionados com a baixa escolaridade das mães seria da ordem de 36%.

TABELA .23 Composição, razão de chance e excesso de mortalidade pós-neonatal Restante do Brasil, 1991-96

Variável	Composição	R. de Chance	Excesso de mortalidade %
Água utilizada para beber			
outras fontes	0.33	2.0119	24.81
Escolaridade da mãe			
até 4 anos	0.41	2.3464	35.74
Ordem de nasc./Int. Prévio			
2 ou 3; int. curto	0.05	3.7719	11.60
2 ou 3; int. longo	0.41	0.8988	-4.31
4 ou mais	0.18	1.0306	0.55
Aleitamento			
menos de 3 meses	0.28	3.9368	45.21
Motivo de parar aleitamento			
doença	0.02	5.5100	8.65

Fonte dos dados brutos: DHS/96

O valor elevado da razão de chance da categoria de filhos de ordem 2 ou 3 com intervalo prévio curto (razão de chance = 3,77) indica forte intensidade de associação desse fator com a mortalidade pós-neonatal no Restante do Brasil. Como a percentagem da população com estas características é muito baixa (5%), a redução esperada da mortalidade no caso dos casais deixarem de ter de 2 a 3 filhos com intervalo prévio curto para terem apenas um filho é de 11%.

O excesso de mortalidade associado ao aleitamento por pouco tempo é o mais elevado dentre os fatores de risco analisados. No caso de todas as crianças serem amamentadas por pelo menos três meses, esperar-se-ia uma redução de 45% nos óbitos associados à curta duração da amamentação. Interromper o aleitamento por motivo de doença acarreta em excesso de mortalidade de 8,6%.

5.5 Simulação do excesso de mortalidade pós-neonatal

As análises anteriormente realizadas permitiram observar as características internas de cada região com relação aos fatores que influenciam a mortalidade pós-neonatal. Também foi possível detectar diferenças nas estruturas da mortalidade entre as regiões.

A análise subsequente é simular qual seria a redução da mortalidade pós-neonatal no Nordeste caso esta região tivesse a composição de nascimentos conforme a do Restante do Brasil. Para isso, o primeiro passo foi definir qual modelo será usado na comparação.

Para definição do modelo é importante enfatizar que não se está interessado em observar, propriamente, a significância estatística de cada fator na determinação da mortalidade pós-neonatal. Assim, o modelo para comparação deve incluir o conjunto das variáveis consideradas em cada região, ainda que elas tenham sido estatisticamente significantes em apenas uma delas (Nordeste ou Restante do Brasil).

Com base nos resultados do modelo de comparação foi realizado o cálculo do excesso de mortalidade referente a cada categoria de risco das variáveis para a região Nordeste. Em seguida estes valores foram comparados com os obtidos por meio da simulação do excesso de mortalidade que seria esperado para o Nordeste, caso a composição de nascimentos (proporção de indivíduos na categoria de risco) fosse igual à do Restante do Brasil.

A diferença entre o valor observado para o Nordeste e o valor obtido por meio da simulação equivale ao excesso de mortalidade que pode ser explicado pela diferença nas proporções de crianças nas categorias de risco das variáveis consideradas na análise.

Conforme se observa na TAB. 24, caso a proporção de domicílios com água utilizada para beber que não seja proveniente de rede pública de abastecimento e encanada dentro de casa, da região Nordeste, fosse a mesma do que o Restante do Brasil, o excesso de mortalidade associado a esse fator seria de quase 26%. A diferença na composição dos nascimentos entre as regiões pode explicar 30% dos óbitos pós-neonatais associados às condições inadequadas de abastecimento de água. Em outras

palavras, pode-se dizer que aproximadamente 70% do excesso da mortalidade associada às condições inadequadas da água utilizada para beber é devido à relação estrutural entre este fator e a mortalidade pós-neonatal no Nordeste.

TABELA .24 Excesso de mortalidade dos fatores de risco da região Nordeste e excesso simulado de mortalidade do Nordeste caso a composição de nascimentos fosse igual à do Restante do Brasil

Variável	Comp. Nordeste	R. Chance	Excesso	Comp. Restante	Exc. Simulado
Água utilizada para beber					
Outras fontes	0,55	2,0588	36,68	0,33	25,66
Escolaridade da mãe					
Até 4 anos	0,61	1,9404	36,26	0,41	27,97
Idade da mãe					
10 a 19 anos	0,21	2,6144	25,14	0,20	24,43
Ordem de nasc./Int. Prévio					
2 ou 3; int. curto	0,09	2,1605	9,55	0,05	5,21
2 ou 3; int. longo	0,32	1,7733	19,64	0,41	24,02
4 ou mais	0,29	3,0877	37,79	0,18	27,24
Aleitamento					
Menos de 3 meses	0,32	2,5818	33,75	0,28	30,77
Motivo de parar aleitamento					
Doença	0,01	5,1245	3,58	0,02	7,97

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Caso a proporção de mães com baixa escolaridade do Nordeste fosse igual à do Restante do Brasil, o excesso de mortalidade associado a este fator de risco ficaria reduzido de 36% para 28%. Tais números indicam que 77% do excesso de mortalidade associado à baixa escolaridade das mães é devido à relação estrutural entre esse fator e a mortalidade pós-neonatal no Nordeste. O excesso de óbitos que poderiam ser explicados pela diferença entre as regiões, na proporção de mães com baixa escolaridade, é de quase 23%.

Com relação à idade das mães ao ter o filho, a diferença na composição praticamente não altera o excesso de mortalidade relacionado aos filhos de adolescentes, visto que a proporção de mães de 10 a 19 anos de idade nas duas regiões é praticamente igual. Contudo, é bastante razoável o potencial de declínio da mortalidade pós-neonatal no Nordeste associado a este fator: mais de 24%.

A forte associação entre parturição elevada e mortalidade pós-neonatal no Nordeste, conjugada com um percentual significativo de filhos de ordem 4 ou mais (29%) fazem com que este seja um importante fator potencial de declínio da mortalidade. A diferença na composição de filhos de ordem quatro ou mais entre o Nordeste e o Restante do Brasil é capaz de explicar 28% do excesso de mortalidade associado a este fator. Portanto, 72% do excesso de mortalidade pode ser atribuído a fatores estruturais.

Com relação ao aleitamento materno, o excesso de mortalidade associado ao curto período de amamentação não sofreria diferenças muito significativas caso houvesse uma redução dos 32% para 28% de crianças com tais características. O potencial de declínio da mortalidade associado a esse fator ficaria reduzido de quase 34% para aproximadamente 31%.

5.6 Padronização das probabilidades de morte pós-neonatais

As padronizações das probabilidades de morte pós-neonatal foram realizadas considerando-se as probabilidades calculadas com o modelo de regressão apresentado na TAB. 24. Com base nas probabilidades dadas pelo modelo, foram realizadas duas simulações. Na primeira, considerou-se a probabilidade de morte nos estratos da região Nordeste, padronizadas pelas respectivas proporções dos estratos no Restante do Brasil. Na segunda, fez-se o oposto: probabilidades do Restante do Brasil padronizadas pelas proporções do Nordeste.

Os resultados observados para a probabilidade de morte pós-neonatal na região Nordeste e no Restante do Brasil, bem como das duas simulações podem ser vistos no GRAF. 2.

A probabilidade de morte pós-neonatal no Nordeste foi calculada em 39,2 óbitos para cada 1000 nascidos vivos, número esse quase três vezes superior ao valor para o Restante do Brasil (13,2 por mil). Diferentemente do que foi observado na análise neonatal, quando o valor estimado para o Nordeste era 33,7% superior ao do Restante do Brasil, a sobremortalidade pós-neonatal nordestina é de quase 300% em relação à das demais regiões brasileiras.

GRÁFICO 2 Probabilidade de morte pós-neonatal no Nordeste, Restante do Brasil, por tipo de simulação

Na hipótese do tamanho relativo dos estratos do Nordeste ser o mesmo que o do Restante do Brasil, a probabilidade simulada de morte pós-neonatal no Nordeste seria de 31,4 por mil, ou seja, haveria uma redução de 20% em relação ao valor originalmente observado (39,2 por mil). Mesmo que os estratos do Nordeste fossem do mesmo tamanho relativo que os do Restante do Brasil, a probabilidade de morte pós-neonatal daquela região seria ainda 2,38 vezes mais elevada do que a desta.

Outra maneira de olhar os resultados observados é em termos das diferenças regionais. Originalmente, a diferença na probabilidade de morte pós-neonatal entre o Nordeste e o Restante do Brasil é de 26 óbitos para cada mil nascidos vivos. Na condição hipotética do Nordeste ter a mesma composição que o Restante do Brasil, a diferença passaria a ser de 18,2 por mil (31,4 – 13,2). Ou seja, haveria uma redução de 30% no valor da diferença entre as regiões. Esse número (30%) seria a proporção da diferença entre as probabilidades de morte que seria explicada pela desigualdade na composição dos estratos. Em outras palavras, 70% da diferença seria devida ao efeito-

estrutura. A relação estrutural entre os fatores considerados no modelo e a mortalidade pós-neonatal parece ser mais importante na determinação da desigualdade na probabilidade de morte entre as regiões consideradas do que o efeito-composição.

A segunda simulação foi realizada tomando-se a probabilidade de morte nos estratos do Restante do Brasil e a proporção com os valores observados no Nordeste. Sob essa condição hipotética, a probabilidade de morte pós-neonatal no Restante do Brasil seria de 15,3 por mil, ou seja, 16% superior ao valor efetivamente observado (13,2 por mil), porém, ainda muito abaixo da probabilidade de morte pós-neonatal no Nordeste – mais precisamente, igual 39% do valor desta região.

A diferença entre o valor da probabilidade de morte do Nordeste e a do Restante do Brasil, sob a segunda condição hipotética, é de 23,9 por mil ($39,2 - 15,3$). Esse valor é igual a 92% da diferença original (26 por mil). Ou seja, sob essa condição hipotética, apenas 8% da diferença na probabilidade de morte seria explicada pela desigualdade na composição dos estratos.

Se considerarmos em conjunto os valores das simulações, pode-se estimar que se as duas regiões tivessem a mesma composição dos estratos, a diferença na probabilidade de morte pós-neonatal, que originalmente é de 26 óbitos por mil, ficaria entre 18,2 por mil e 23,9 por mil. Em outras palavras, pode-se dizer que o efeito-composição poderia explicar entre 8% e 30% da diferença regional nos níveis de mortalidade pós-neonatal. Ou seja, algo entre 70% e 92% da diferença nas probabilidades de morte permanece devida às relações estruturais entre os fatores considerados e a sobrevivência pós-neonatal.

5.7 Considerações finais

Com o presente capítulo, procurou-se mostrar as diferenças existentes entre as duas regiões contempladas com relação aos fatores de risco da mortalidade pós-neonatal. A análise de regressão múltipla mostrou que, à exceção do local de residência, as demais variáveis incluídas nas análises são importantes na determinação de diferenciais de mortalidade para o conjunto do Brasil. As categorias de risco estatisticamente significativas das variáveis incluídas no modelo apresentam risco de

morte pós-neonatal de pelo menos o dobro dos grupos de referência. Os fatores que apresentaram maiores valores de excesso de mortalidade estão relacionados com as condições socioeconômicas da população. Sob a condição hipotética de as mulheres terem pelo menos cinco anos de estudo, poder-se-ia esperar uma redução de 35% nos óbitos associados à baixa escolaridade das mães. Se em todos os domicílios a água utilizada para beber proviesse de rede pública de distribuição e fosse encanada dentro de casa, a redução esperada no número de mortes associadas às condições inadequadas da água seriam da ordem de 30%.

Os resultados observados na análise de regressão múltipla para a região Nordeste foram bastante semelhantes aos obtidos para o conjunto do Brasil. À exceção do local de residência, os demais fatores também foram estatisticamente significantes na determinação da mortalidade pós-neonatal entre os nordestinos. O cálculo do excesso de mortalidade para o Nordeste corrobora os resultados da regressão logística no sentido de que as ações políticas que visam reduzir os níveis e diferenciais de mortalidade devem ser direcionadas a alvos distintos. Condições inadequadas da água utilizada para beber, baixa escolaridade, parturição elevada e curto período de aleitamento apresentam excesso de mortalidade de mais de 30% em relação às respectivas categorias de referência. O potencial de redução de óbitos associados à idade das mães também é bastante expressivo. No caso das mães terem seus filhos com pelo menos 20 anos de idade, esperar-se-ia uma redução de 25% no número de mortes relacionados com a pouca idade das mães.

Para o Restante do Brasil, nem local de residência nem idade da mãe foram estatisticamente significantes na determinação de diferenciais de mortalidade pós-neonatal. Dos fatores considerados, aleitamento materno foi o que apresentou maior valor de excesso de mortalidade. No caso das crianças serem amamentadas por pelo menos três meses, poder-se-ia esperar uma redução de 45% nos óbitos relacionados com o curto período de aleitamento. O excesso de mortalidade relacionado com o grau de escolaridade materna no Restante do Brasil é aproximadamente igual ao do Nordeste, ou seja, 36%. A outra variável socioeconômica incluída na análise (fonte da água utilizada para beber), por ter um fator de risco muito prevalente na população (33% dos domicílios não têm água encanada para beber em seu interior proveniente de rede pública de abastecimento) está associada a um excesso de mortalidade bastante

expressivo (25%), apesar da significância estatística ser apenas num nível marginal (7%).

A simulação do excesso de mortalidade para as categorias de risco do Nordeste, caso a proporção de criança em tais categorias fosse conforme a do Restante do Brasil, possibilitou verificar o quanto do excesso de mortalidade poderia ser explicado pela diferença de composição entre as duas regiões, e o quanto seria referente à relação estrutural das variáveis explicativas e a mortalidade pós-neonatal. Os resultados sugerem que pouca redução do excesso de mortalidade associado aos fatores de risco no Nordeste poderia ser esperada, caso a proporção desses fatores fosse igual à do Restante do Brasil. O fator cuja diferença na composição explica uma quantidade maior do excesso de mortalidade é a água utilizada para beber. No caso do Nordeste ter a mesma proporção de domicílios com água proveniente de rede pública de abastecimento e encanada dentro de casa que o Restante do Brasil, o excesso de mortalidade associado a esse fator seria 30% menor do que o de fato observado. Portanto, 70% do excesso permanece devido ao efeito estrutural.

As análises finais do capítulo foram desenvolvidas para se verificar quais seriam as probabilidades de morte pós-neonatal, no caso de uma região ter a proporção de elementos nos estratos conforme o observado na outra. Os resultados dessas simulações propiciaram verificar que mesmo se as condições hipotéticas acima descritas fossem verificadas, o nível da mortalidade no Nordeste seria entre 2,4 e 2,6 vezes o do Restante do Brasil. Na hipótese da composição dos estratos do Nordeste serem na mesma proporção que eles acontecem no Restante do Brasil, a probabilidade simulada de morte pós-neonatal nordestina sofreria uma redução de 20% e passaria de 39,2 óbitos por mil nascidos vivos para 31,4 por mil. Este último valor é 2,4 vezes superior ao de fato observado para o Restante do Brasil (13,2 por mil).

Os resultados da segunda simulação indicam que a probabilidade de morte pós-neonatal do Restante do Brasil seria 16% maior do que o valor de fato observado. Nestas condições hipotéticas, a probabilidade observada de morte pós-neonatal no Nordeste (39,2 por mil) seria 2,6 vezes o valor simulado para o Restante do Brasil (15,3 por mil).

A diferença nas composições dos estratos, portanto, é capaz de explicar muito pouco do diferencial regional da mortalidade. As desigualdades no risco de morrer no período pós-neonatal se devem, principalmente, às relações estruturais dos fatores considerados e a sobrevivência pós-neonatal nas regiões.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O declínio da mortalidade durante o primeiro ano de vida no Brasil tem se dado de forma consistente, desde a década de 40 do século passado. Porém, houve aumento na diferença relativa nos níveis da mortalidade infantil entre regiões brasileiras e entre subgrupos populacionais. A taxa de mortalidade infantil do Nordeste, que era 34% superior à do Sudeste em 1940, passa a 130% maior em 1990 e chega a 142% a mais em 1998 (SIMÕES, 1997; SIMÕES, 2001).

Foi com o intuito de contribuir para a formulação de políticas públicas que visem o declínio da mortalidade infantil em termos de níveis e também de diferenciais regionais e entre subgrupos populacionais distintos que os objetivos desta tese foram formulados. Especificamente, procurou-se responder às seguintes questões: há diferença nos determinantes da mortalidade neonatal e pós-neonatal entre as regiões Nordeste e o Restante do Brasil? Caso haja diferença, qual a parcela dela pode ser explicada pela diferença, entre as duas regiões, na proporção de elementos nas categorias das variáveis consideradas? Para quais fatores devem ser direcionadas as ações de políticas públicas a fim de que sejam reduzidos os níveis e os diferenciais de mortalidade infantil no Brasil? Para responder a estas questões, as análises desta tese foram desenvolvidas separadamente para as componentes neonatal e pós-neonatal do conjunto do Brasil, do Nordeste e do Restante do Brasil. As análises realizadas comprovaram a hipótese de que os fatores de risco da mortalidade neonatal e pós-neonatal teriam pesos distintos para as regiões consideradas.

A análise de regressão múltipla para a componente neonatal do conjunto do Brasil aponta para alguns resultados que merecem destaque. Um desses resultados é o efeito de interação entre a variável região e variável que indica se a pessoa que assistiu ao parto foi um médico ou não. Os resultados dessa interação mostram que no Restante do Brasil o risco de morte neonatal é estatisticamente muito maior se a pessoa que assistiu ao parto não foi um médico. Para o Nordeste, o risco de morte associado ao parto realizado por outras pessoas é apenas ligeiramente (e estatisticamente não significativo) superior ao risco associado ao parto com médico. Estes resultados sugerem que o treinamento das parteiras no Nordeste pode estar contribuindo para reduzir o risco de morte neonatal no Nordeste por meio do encaminhamento dos casos com maior

chance de complicações no parto, a centros de saúde com mais recursos físicos e profissionais. Outra interação observada para a componente neonatal do Restante do Brasil foi entre escolaridade da mãe e atendimento pré-natal. A diferença do risco de morte neonatal entre os filhos de mulheres com escolaridade mais elevada e mais baixa é pequena quando as mães recebem atendimento adequado durante a gravidez. Para o mesmo nível de escolaridade, o risco de morte neonatal é muito menor se o atendimento durante a gravidez foi adequado. Em outras palavras, para o conjunto do Brasil, atendimento pré-natal adequado concorre para reduzir as desigualdades no risco de morte neonatal entre os grupos de mulheres com maior e menor nível educacional.

Para a região Nordeste, as análises apontam para os seguintes fatores determinantes de diferenciais de nível de mortalidade: idade da mãe ao ter o filho, tamanho da criança ao nascer, escolaridade da mãe e atendimento pré-natal. De maneira semelhante ao que se observou para o conjunto do Brasil, estes dois últimos fatores também apresentaram efeito de interação. O efeito benéfico do atendimento pré-natal adequado para a sobrevivência neonatal parece ser mais intenso nesta região do que o observado para o conjunto do Brasil e, conseqüentemente, para o Restante do Brasil. Porém, se a mulher recebeu atendimento pré-natal adequado, o risco de morte neonatal associado aos filhos de mães com até quatro anos de escolaridade é 32% superior ao dos filhos cujas mães têm escolaridade mais elevada. Para o conjunto do Brasil e para o Restante do Brasil, o risco de morte neonatal associado aos filhos cujas mães têm até 4 anos de escolaridade é menor do que o daquelas crianças cujas mães têm escolaridade mais elevada. Contudo, tal resultado deve ser visto com muita cautela, pois pode estar refletindo apenas a conseqüência de uma flutuação amostral causada pela freqüência baixa de óbitos em tais categorias. O risco de morte associado aos filhos cujas mães têm pelo menos cinco anos de escolaridade, mas receberam pré-natal inadequado, é 3,6 vezes o risco das crianças cujas mães receberam atendimento adequado. Se o atendimento foi inadequado e a mãe tem até quatro anos de escolaridade, o risco de morte neonatal é 5,8 vezes o da categoria de referência. Estes números sugerem que receber atendimento adequado é um fator importante para reduzir o risco de morte na região Nordeste. As análises do excesso de mortalidade apontam que há um grande potencial de declínio dos óbitos neonatais associados à inadequação ou à ausência de atendimento pré-natal.

Para o Restante do Brasil, se o atendimento pré-natal foi inadequado, praticamente não existe diferença no risco de morte neonatal entre os subgrupos populacionais de níveis diferentes de escolaridade. Outro resultado que merece destaque refere-se ao fato de que, se foi outra pessoa que não um médico a assistir ao parto, o risco de morte neonatal fica estatisticamente muito majorado. Estes resultados sugerem que parece haver grande desigualdade de acesso a serviços de saúde entre subgrupos populacionais distintos no Restante do Brasil. Este fato colocaria as populações menos favorecidas em termos de acesso aos serviços de saúde em um risco muito maior de mortalidade neonatal. Neste sentido, os resultados observados parecem sugerir que existe maior democratização dos serviços de saúde no Nordeste do que no Restante do Brasil, visto que naquela região as desigualdades no risco de morte neonatal em função do tipo de pessoa que assistiu ao parto são muito menores do que nesta região.

A padronização das probabilidades de morte das regiões mostrou que se os estratos populacionais de uma região tivessem o mesmo tamanho relativo dos estratos da outra, praticamente deixaria de se observar diferenças regionais nos níveis de mortalidade neonatal. Contudo, não se pode afirmar que não haja diferenças estruturais entre as regiões. Os resultados das análises de regressão múltipla indicam diferenças estruturais importantes entre o Nordeste e o Restante do Brasil.

As análises de regressão múltipla relacionadas à mortalidade neonatal indicam que na região Nordeste, a inclusão das variáveis atendimento pré-natal e com quem o parto foi realizado não alteram a relação das variáveis tamanho da criança ao nascer e idade da mãe ao ter o filho. Estes resultados sugerem que aquelas variáveis não contribuem para melhorar as chances de sobrevivência neonatal das crianças que se encontram nas categorias de risco destas variáveis. No Restante do Brasil, a inclusão da variável atendimento pré-natal produz pouca alteração nos coeficientes das demais variáveis (à exceção da variável escolaridade da mãe). No entanto, se a pessoa que assistiu ao parto foi um médico, os valores dos coeficientes das variáveis anteriormente incluídas nas análises ficam bastante atenuados. Estes resultados indicam que se o atendimento ao parto é realizado por um médico, há uma compensação dos efeitos deletérios causados pelas categorias de risco dos fatores pré-natal, escolaridade e idade da mãe sobre a sobrevivência neonatal.

A padronização das probabilidades de morte propiciou verificar – diferentemente do que foi observado nas análises da componente neonatal – que mesmo se a proporção de elementos nos estratos de uma região fosse igual à da outra, o nível de mortalidade pós-neonatal no Nordeste seria entre 2,4 e 2,6 vezes o do Restante do Brasil. Na condição hipotética dos estratos do Nordeste serem na mesma proporção que eles acontecem no Restante do Brasil, a probabilidade simulada de morte pós-neonatal nordestina passaria de 39,2 óbitos por mil nascidos vivos para 31,4 por mil. Os resultados da segunda simulação indicam que, se os estratos do Restante do Brasil fossem observados na mesma proporção que o dos nordestinos, a probabilidade de morte pós-neonatal do Restante do Brasil seria 16% maior do que o valor de fato observado. Nestas condições hipotéticas, a probabilidade observada de morte pós-neonatal no Nordeste seria ainda 2,6 vezes o valor simulado para o Restante do Brasil.

A diferença nas composições dos estratos, portanto, é capaz de explicar muito pouco do diferencial regional da mortalidade. As desigualdades no risco de morrer se devem, principalmente, às relações estruturais dos fatores considerados e a sobrevivência pós-neonatal nas regiões.

Uma das limitações deste trabalho, importante de ser mencionada, refere-se ao tamanho da amostra utilizada, que apresenta baixa frequência de observações em algumas categorias. Como consequência desse fato, alguns resultados observados devem ser vistos com cautela. Observou-se para o conjunto do Brasil e para o Restante do Brasil que, se o atendimento pré-natal foi adequado, há menor risco de morte neonatal dos filhos cujas mães têm escolaridade até 4 anos do que daqueles cujas mães têm escolaridade mais elevada. Contudo, os resultados parecem ser claros quanto ao efeito benéfico do atendimento pré-natal adequado para a sobrevivência neonatal: para um mesmo nível de escolaridade da mãe, o risco de morte é menor se o atendimento durante a gravidez foi adequado do que quando foi inadequado. Outra categoria cujos resultados poderiam ser mais significantes se a amostra fosse maior é a referente aos filhos de ordem 2 ou 3 associados a intervalo prévio menor do que 18 meses. Mas outros estudos indicam, conforme salientado nesta tese, que os diferenciais de risco de mortalidade neonatal em função da ordem de nascimento e do intervalo prévio têm sido pequenos no Brasil.

Um claro exemplo, mencionado nesta tese, da importância das políticas públicas para o aumento ou redução dos diferenciais de níveis de mortalidade entre subgrupos populacionais são os resultados de SASTRY (1996). Este autor analisou os fatores que influenciavam o risco de mortalidade na infância nas regiões Nordeste e Sul/Sudeste do Brasil e concluiu que nas comunidades onde as unidades de saúde são maiores e mais especializadas, as mães com grau de instrução mais elevado tendem a se beneficiar mais desses serviços do que as mães menos instruídas. Tal fato contribui, portanto, para aumentar o diferencial de nível de mortalidade entre subgrupos sócio-econômicos dessas comunidades. Por outro lado, em áreas onde as unidades de saúde são menores, porém em maior quantidade, o acesso aos serviços torna-se mais facilitado. Em tais comunidades ocorre maior interação entre os serviços de saúde e as mães cujo grau de instrução é mais baixo, favorecendo a sobrevivência de seus filhos. Unidades de saúde menores e em maior quantidade teriam o efeito que Sastry denomina de *substituto* da educação materna pois, argumenta, facilitam o acesso aos serviços e, provavelmente, contribuem para fornecer informações e ensinamentos às mães sobre saúde e cuidados básicos com os filhos.

Com a presente tese, procurou-se contribuir para a delimitação das especificidades que devem ser observadas na definição e implementação de políticas públicas que visem a redução dos níveis e diferenciais de mortalidade infantil entre o Nordeste e o Restante do Brasil e entre subgrupos populacionais distintos. Para o desenvolvimento de ações de políticas públicas que sejam ótimas, no sentido de mais eficientes e eficazes, são apresentadas algumas sugestões de trabalhos futuros.

Como primeira sugestão, pode-se apontar a análise do excesso de mortalidade nos estratos gerados pelos modelos de regressão logística. As análises de excesso de mortalidade desenvolvidas nesta tese foram fundamentadas nos valores das razões de chance. Por esse motivo, elas são grandezas condicionadas, ou seja, referem-se sempre à categoria de menor risco da variável analisada. A análise sugerida possibilitaria estabelecer uma ordem nos fatores incluídos na análise, em termos de declínio potencial do nível geral de mortalidade, e não apenas o excesso de mortalidade em relação à categoria de referência.

Outra sugestão que consideramos relevante refere-se ao desenvolvimento de pesquisas em níveis mais desagregados do que o aqui empregado. Considerando-se que

o âmbito das decisões sobre medidas públicas na área de saúde é na esfera municipal, esse seria o nível preferencial para o qual devam ser direcionados projetos de pesquisa futuros. Em tais estudos poder-se-ia investigar a relação entre atendimento pré-natal e mortalidade neonatal para verificar se os serviços locais contribuem para reduzir as diferenças no risco de morte entre subgrupos populacionais com características socioeconômicas distintas. Pode-se avaliar também, se acontece, no âmbito dos municípios, o processo de seletividade que os resultados sugerem para a região Nordeste, no qual são encaminhados para atendimento mais especializado aqueles partos considerados como de maior risco.

Pesquisas no nível municipal poderiam avaliar, por exemplo, o grau de satisfação dos usuários dos sistemas de saúde; o nível de adequação dos serviços, considerando-se as características específicas da população atendida; o grau de participação das comunidades no processo decisório das ações políticas voltadas para a saúde. Em síntese, a ampliação dos conhecimentos no nível municipal, no que diz respeito às condições ambientais, socioeconômicas e da oferta, acesso e qualidade dos serviços de saúde, pode subsidiar decisivamente o processo decisório dos conselhos de saúde e contribuir para o direcionamento de ações de programas tais como os de saúde da família e que promovam o aumento das chances de sobrevivência neonatal e pós-neonatal.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGRESTI, Alan. **Categorical data analysis**. New York: J.Wiley, c1990. 558p. (Wiley series in probability and mathematical statistics)

ALDRICH, J. H., NELSON, F. D. **Linear probability, logit, and probit models**. Beverly Hills: Sage, 1984. 95p. (Quantitative applications in the social science/Sage University papers, 45)

ALLISON, P. D. **Event history analysis: regression for longitudinal event data 1984** Beverly Hills, Cal.: Sage, 1984. 87p. (Sage University papers. Quantitative applications in the social sciences, 46)

ARAÚJO, B. F., BOZZETTI, M. C., TANAKA, C. A. Mortalidade neonatal precoce no município de Caxias do Sul: um estudo de coorte. **Jornal de Pediatria**, São Paulo, v.76, n.3, p.200-206, maio/jun. 2000.

ARRIAGA, E. E., DAVIS, K. The pattern of mortality change in Latin America. **Demography**, v.6, n.3, p.223-242, 1969.

BARROS F. C., VICTORA, C. G. Mortalidade perinatal e infantil en el sur de Brasil: un estudio longitudinal en la ciudad de Pelotas. In: LATTES, A. E., FARREN, M., McDONALD, J. (Comps.) **Salud, enfermedad y muerte de los niños en América Latina**. [s.l.]: CLACSO/IDRC, 1989. 412p.

BEHM, H. **Las desigualdades sociales ante la muerte en America Latina**. Santiago: CELADE, 1992. 58p.

BEHM, H. Socioeconomic determinants of mortality in Latin American. In: MEETING ON SOCIOECONOMIC DETERMINANTS AND CONSEQUENCES OF MORTALITY, 1979, Mexico) **Proceedings of the meeting on socioeconomic determinants and consequences of mortality**. New York: ONU, 1979. p.139-165.

BELTRÃO, K. I., SAWYER, D. O. **Medidas de mortalidade: um estudo sobre os efeitos das mudanças da escolaridade da mãe e da estrutura de fecundidade em quatro áreas brasileiras**. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Ciências Estatísticas, 1990. 50p. (Relatórios técnicos, 4/90)

BOBAK, M. Health and mortality trends in countries with economics in transition. In: SYMPOSIUM ON HEALTH AND MORTALITY, 1997, Bruxelas, Belgica. **Health and mortality: issues of global concern**. New York: United Nations, 1999. p.203-226.

BONGAARTS, J. Does Family planning reduce infant mortality rates? **Population and Development Review**, v.13, n.2, p.323-334, 1987.

BONGAARTS, J. Does family planning reduce infant mortality? **Population and Development Review**, v.14, n.1, p.188-190, 1988.

BREILH, J., GRANDA, E. Un marco teórico sobre los determinantes de la mortalidad. In: CONGRESO LATINOAMERICANO DE POBLACIÓN Y DESARROLLO, 1983, México. **Memorias...** México: El Colegio de México/UNAM/PISPAL, 1983.v.1 p.131-156.

BRYK, A. S., RAUDENBUSH, S. W. **Hierarchical linear models: application and data analysis methods**. Newbury Park, California: SAGE, 1992. 265p.

CACERES UREÑA, F. I. **Determinantes da mortalidade infantil e o papel da assistência pré-natal e ao parto na República Dominicana**. 1994. 293f. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1994.

CALDWELL, J. C. Education as a factor in mortality decline: an examination of Nigerian data. **Population Studies**, London, v.33, n.3, p.395-413, 1979.

CALDWELL, J. C. The role of mortality decline in theories of social and demographic transition. In: CONSEQUENCES of mortality trends and differentials. New York: United Nations, 1986. p. 31-42. (Population Studies, 95)

CALDWELL, J. C. Old and new factors in health transitions. **Health Transition Review**, v.2, p.205-216, 1992. Supplement.

CARVALHO, J. A. M. **Tendências regionais de fecundidade e mortalidade no Brasil**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1974. 95p. (Monografia/CEDEPLAR, 8)

CARVALHO, J. A. M., SAWYER, D. R. T. O. Diferenciais de mortalidade no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 1, 1978, Campos do Jordão, SP. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, [1985?] p.231-259.

CARVALHO, J. A. M., WOOD, C. H. Mortality, income distribution and rural-urban residence in Brazil. **Population and Development Review**, v. 4, n. 3, p. 405-420, 1978.

CÉSAR, C. C. **Abordagens alternativas para a análise de dados correlacionados: uma aplicação ao problema de mortalidade infantil no Brasil**. 1996. 188f. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1996.

CÉSAR, C. C., RIBEIRO, P. M., ABREU, D. M. X. Efeito-idade ou efeito-pobreza? Mães adolescentes e mortalidade neonatal em Belo Horizonte. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v.17, n.1/2, p.177-196, 2000.

CHACKIEL, J. **Latin America:** Population dynamics analysis oriented toward the health services sector years 1950-2000: causes and prevention of adult mortality in developing countries. Santiago: CELADE, 1991.

CHACKIEL, J. Mortality in Latin America. In: SYMPOSIUM ON HEALTH AND MORTALITY, 1997, Bruxelas, Belgica. **Health and mortality:** issues of global concern. New York: United Nations, 1999. p. 132-157.

CLAYTON, D., HILLS, M. **Statistical models in epidemiology.** Oxford: Oxford University, 1998. 367p.

COLOSIMO, E. A. **Análise de sobrevivência aplicada.** Piracicaba, SP.: ESALQ/USP, 2001. 145p.

COSTA, C. E., GOTLIEB, S. L. D. Estudo epidemiológico do peso ao nascer a partir da Declaração de Nascido Vivo. **Revista de Saúde Pública**, v.32, n.4, p.328-334, 1998.

COSTA, J. S. et al.. Assistência médica materno-infantil em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil: tendências e diferenciais. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.12, p.59-66, 1996. Suplemento 1.

COSTA, M. C. N. et al. Mortalidade infantil e condições de vida: a reprodução das desigualdades sociais em saúde na década de 90. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.17, n.3, p.555-567, 2001.

CURTIS, S. L., DIAMOND, I., McDONALD, J. W. Birth interval and family effects on postneonatal mortality in Brazil. **Demography**, v.30, n.1, p.33-43, Feb. 1993.

CURTIS, S. L., McDONALD, J. W. Birth spacing and infant mortality in Brazil. **Journal of Biosocial Science**, v. 23, p. 343-352, 1991.

CURTIS, S. L., STEELE, F. Variations in familial neonatal mortality risks in four countries. **Journal of Biosocial Science**, v. 28, p. 141-159, 1996.

DAS GUPTA, M. Death clustering, mothers education and the determinants of child mortality in Rural Punjab, India. **Population Studies**, London, v.44, n.3, p.489-505, 1990.

DAVIS, K. The amazing decline of mortality in under developed areas. **The American Economic Review**, Nashville, v. 46, p. 305-318, 1956.

DESAI, S., ALVA, S. Maternal education and child health: is there a strong causal relationship?. **Demography**, v. 35, n.1, p. 71-81, 1998.

DHS. **Brasil pesquisa nacional sobre demografia e saúde**, 1996. Rio de Janeiro: BEMFAM/Macro International, 1997. 182p.

DIAS-DA-COSTA, J. S. et al. Auditoria médica: programa de pré-natal em posto de saúde na região sul do Brasil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v.34, n.4, p.329-336, 2000.

EVERITT, B., DUNN, G. **Applied multivariate data analysis**. New York John Wiley, 1991.

FERREIRA, C. E. C. **Mortalidade infantil e desigualdade social em São Paulo**. 1990. Tese (Doutorado) - Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo, 1990. 211p.

FLETCHER, R. H., FLETCHER, S. W., WAGNER, E. H. **Epidemiologia clínica: elementos essenciais**. 3. ed. Porto Alegre: Artes Médicas, 1996. 280p.

FORSTE, R. The effects of breastfeeding and birth spacing on infant and child mortality in Bolivia. **Population Studies**, London, v.48, p.497-511, 1994.

FRANÇA, M. C., FARIA JÚNIOR, A. R., BARROSO, A. V. Aspectos demográficos do analfabetismo no nordeste. In: SANTOS, T. F. (Org.) **Dinâmica populacional do Norte e Nordeste: questões atuais e emergentes**. Recife: Massangana, 2000. p.21-44.

FRENK J, LOZANO R, BOBADILLA J. L. La transición epidemiológica en América Latina. **Notas de Población**, v.22, n.60, p.79-101, dec.1994.

GOLDBERG, H. I. et al. Infant mortality and breastfeeding in northeastern Brazil. **Population Studies**, London, v.38, n.1, p.105-115, Mar. 1984.

GOLDSTEIN, H. **Multilevel statistical models**. London: Arnold, 1995.

GOMES, J. O, SANTO, A. H. Mortalidade infantil em município da região Centro-Oeste Paulista, Brasil, 1990 a 1992. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 31, n.4. p.330-341, 1997.

GREENACRE, M. J. **Correspondence analysis in practice**. London: Academic, 1993.

GUO, G. Use of sibling data to estimate family mortality effects in Guatemala. **Demography**, v. 30, n. 1, p. 15-32, 1993.

GWATKIN, D. R. Indications of change in developing country mortality trends: the end of an era? **Population and Development Review**, v. 6, n. 4, p. 615-644, 1980.

HADAD, S., FRANÇA, E., UCHÔA, E. Preventable infant mortality and quality of health care: maternal perception of the child's illness and treatment. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.18, n.6, p.1519-1527, 2002.

HAKKERT, R. **Trends and differentials of mortality in Brazil, 1950 to 1975**. 1984. 382f. Tese (Doutorado) - Cornell University. Faculty of the Graduate School, 1984.

HAUCK, W. W., DONNER, A. Walds test as applied to hypotheses in logit analysis. **Journal of the American Statistical Association**, v.72, n.360, p.851-853, 1977.

HERRMANN, D. M. M. L., FIGUEIRA F., ALVES J. G. B. Causas básicas de óbitos em recém-nascidos no Instituto Materno-Infantil de Pernambuco (IMIP) **Jornal de Pediatria**, São Paulo, v.21, p.223-229, 1999.

HOBcraft, J. N., McDONALD, J. W., RUTSTEIN, S. O. Demographic determinants of infant and early child mortality: a comparative analysis. **Population Studies**, London, v.39, n.3, p.363-385, 1985.

HORIUCHI, S. Epidemiological transition in human history. In: SYMPOSIUM ON HEALTH AND MORTALITY, 1997, Bruxelas, Belgica. **Health and mortality: issues of global concern**. New York: United Nations, 1999. p. 132-157.

HOSMER, D. W., LEMESHOW, S. **Applied logistic regression**. New York: J. Wiley, 1989. 307p.

HOSMER, D. W., LEMESHOW, S. **Applied survival analysis: regression modeling of time to event data**. New York: Wiley, 1999. 386p.

HOTIMSKY, S. N. et al. O parto como eu vejo... ou como eu o desejo? Expectativas de gestantes, usuárias do SUS, acerca do parto e da assistência obstétrica. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.18, n.5, p.1303-1311, 2002.

HULL, T. H., JONES, G. W. Introduction: international mortality trends and differentials. In: CONSEQUENCES of mortality trends and differentials. New York: United Nations, 1986. p. 1-9. (Population Studies; 95)

INDICADORES básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações. Brasília: Rede Interagencial de Informações para a Saúde; Organização Pan-Americana da Saúde, 2002. 299p.

JENNINGS, D. E. Judging inference adequacy in logistic regression. **Journal of the American Statistical Association**, v. 81, n. 394, p. 471-476, Jun. 1986.

KILSZTAJN, S. Mortalidade infantil: afecções do período perinatal. ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambu (MG) **Brasil 500 anos: mudanças e continuidades**. Belo Horizonte: ABEP, 2000. (Disponível em CD-ROM)

KLEINBAUM, D. G. **Survival analysis: a self-learning text**. New York: Springer 1996. 324p.

KOENING, M. A. et al. Birth intervals and childhood mortality in rural Bangladesh. **Demography**, v. 27, n. 2, p. 251-265, May 1990.

KUNITZ, S. K. Explanations and ideologies of mortality patterns. **Population and Development Review**, v. 13, n. 3, p. 379-408, 1987.

LANTZ, P., PARTIN, M., PALLONI, A. Using retrospective surveys for estimating the effects of breastfeeding and childspacing on infant and child mortality. **Population Studies**, London, n. 46, n. 1, p. 121-139, Mar. 1992.

LEITE, A. M. Por que as mortes neonatais precoces precisam ser reduzidas no Brasil? **Jornal de Pediatria**, São Paulo, v. 78, p. 175-176, 2000.

LEITE, I. C. **O efeito do aleitamento materno e do intervalo entre nascimentos sobre a mortalidade infantil: considerações metodológicas para seu estudo Nordeste**, 1991. 1994. 124f. Dissertação (Mestrado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1994.

LIVI-BACCI, M. **Historia de la poblacion europea**. Barcelona: Critica, 1998.

LONG, J. S. **Regression models for categorical and limited dependent variables**. Thousand Oaks: SAGE, c1997.

MACHADO, C. J. **Early infant morbidity and infant mortality in the city of São Paulo, Brazil: a probabilistic record linkage approach**. 2002. 336f. Tese (Doutorado) - Johns Hopkins University, 2002.

MAGADI, M. A., MADISE, N. J., RODRIGUES, R. N. **Variation in antenatal care between women of different communities in Kenya**. New York: The Population Council, 2000. 22p. (Working Papers, 14)

MAGALHÃES, M. C. **Atenção hospitalar perinatal e mortalidade neonatal em Juiz de Fora, MG**. 2000. 95f. Dissertação (Mestrado) - Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, 2000.

MALUF, E. M. C. P. Investigação de morbimortalidade materna. In: MALUF, E. M. C. P. (Coord.) **Valorizando a dignidade materna**. Curitiba: Secretaria de Saúde, 1996. p.7-18.

MARTIN CASTILLA, F. **Uma análise regional das tendências e diferenciais sócio-econômicos da mortalidade na infância no Brasil, 1960-80**. 1995. 193f. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1995.

McCRACKEN, S. D. **A multi-level socio-demographic analysis of early childhood in Brazil**. 1990. 287f. Dissertação (Doutorado) Faculty of the Graduate School, University of Texas at Austin.

McCRACKEN, S. D. **Espaçamento, aleitamento materno, serviços de saúde e mortalidade na infância na República Dominicana, Peru e Brasil**. [s. l.]: IPEA, 1992. 32p. (Seminário sobre estudos sociais e do trabalho, 18)

McCRACKEN, S. D., RODRIGUES, R. N., SAWYER, D. O. Fertility change and infant survival in Brazil, 1970-75 and 1980-85. In: DEMOGRAPHIC AND HEALTH SURVEYS. WORLD CONFERENCE, 1991, Washington. **Proceedings**. Columbia: IRD/Macro International, 1991. v. 2. p. 1021-1043.

McKEOWN, T. **The modern rise of population**. London: Edward Arnold, 1976a. 168p.

McKEOWN, T. **The role of medicine: dream mirage, or nimesis?** London: Nuffield Provincial Hospitals Trust, 1976b. 180p.

McNICOLL, G. Adaptation of social systems to changing mortality regimes. In: CONSEQUENCES of mortality trends and differentials. New York: United Nations, 1986. p. 13-19. (Population Studies; 95)

MEDICI, A. C. A oferta de serviços de saúde no Brasil: 1976-1986. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 7, 1990, São Paulo. **Anais**. São Paulo: ABEP, 1990. p. 283-321.

MENARD, S. **Applied logistic regression analysis**. Iowa City: Sage, 1995.

MENEZES, A. M. B. et al. Mortalidade infantil em duas coortes de base populacional no sul do Brasil: tendências e diferenciais. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 12, p. 79-86, 1996. Suplemento 1.

MENEZES, A. M. B. et al. Risk factors for perinatal mortality in an urban area of Southern Brazil, 1993. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 32, n. 3, p. 209-216, 1998.

MERRICK, T. W. The effects of piped water on early childhood mortality in urban Brazil, 1970 to 1976. **Demography**, v. 22, n. 1, p. 1-24, 1985.

MESLÉ, F., VALLIN, J. **Mortality in the world: trends and prospects**. Paris: CEPED, 1996. 24p. (The CEPED series, 1)

MILLER, J. E et al. Birth spacing and child mortality in Bangladesh and the Philippines. **Demography**, v. 29, n. 2, p. 305-318, 1992.

MILLER, J. E. Is the relationship between birth intervals and perinatal mortality spurious? Evidence from Hungary and Sweden. **Population Studies**, London, v. 43, n. 3, p. 479-495, Nov. 1989.

MORAIS NETO, O. L., BARROS, M. B. A. Fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal na Região Centro-Oeste do Brasil: linkage entre banco de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 16, p. 477-485, 2000.

MORTARA, Giorgio. Sobre o cálculo de tábuas de mortalidade para os estados do Brasil mediante comparação entre censos sucessivos. In: **CONTRIBUIÇÕES para o estudo da demografia no Brasil**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 1970. p. 103-110 (Comunicação apresentada à 31. sessão do Instituto Internacional de Estatística em setembro de 1958).

MOSLEY, W. H., CHEN, L.C. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. In: MOSLEY, W. H., CHEN, L. C (Eds.) **Child survival: strategies for research**. 1984. p. 25-45 (Supplement to Population and Development Review, v.10, 1984).

MURPHY, M., WANG, D. Do previous birth interval and mother's education influence infant survival? A Bayesian model averaging analysis of Chinese data. **Population Studies**, London, v. 55, n. 1, p. 37-47, Mar. 2001.

NORTHRUP, R. S. Decision making for health care in developing countries. In: **CONSEQUENCES of mortality trends and differential**. New York: United nation, 1986. p. 135-149.

OMRAN A. R. The epidemiological transition. **The Milbank Memorial Fund Quarterly**, v. 49, n. 4, part. 1, p. 509-538, Oct. 1971.

ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE SALUD. Centro Latinoamericano de Perinatología y Desarrollo Humano (Clap) **Mortalidad materna - perinatal - infantil (América Latina y Caribe)** 2002. Disponível em: <<http://www.paho.org/spanish/CLAP/05mort.htm>> Acesso em: 19/03/2003.

ORTIZ, L. P. A saúde das crianças no Brasil. In: **ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS**, 7, 1990, São Paulo. **Anais...** São Paulo: ABEP, 1990. v. 3, p. 407-433.

ORTIZ, L. P. The competing risk model in the study of infant mortality. **Brazilian Journal of Population Studies**, v. 2, p. 27-40, 1999/2000.

ORTIZ, L. P. F. **Características da mortalidade neonatal no Estado de São Paulo**. 1999. 183f. Tese (Doutorado) - Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1999.

PALLONI, A. Health levels and care in Latin America: the case of infant mortality 1900-1985. In: CALDWELL, J. C., et al. (Orgs). **What we know about health transition: the cultural social and behavioral determinants of health**. Canberra: Australian National University, 1990. v. 1. Cap. 10, p. 189-212. (Health Transition Series, n.2)

PALLONI, A. Mortality in Latin America: emerging patterns. **Population and Development Review**, v. 7, n. 4, p. 623-649, 1981.

PALLONI, A., MILLMAN, S. Effects of inter-birth intervals and breastfeeding on infant and early childhood mortality. **Population Studies**, London, v. 40, n. 2, p. 215-236, July 1986.

PALLONI, A., TIENDA, M. The effects of breastfeeding and pace of childbearing on mortality at early ages. **Demography**, v. 23, n. 1, p. 31-52, 1986.

PEBLEY, A. R., STUPP, P. W. Reproductive patterns and child mortality in Guatemala. **Demography**, v. 24, n. 1, p. 43-60, 1987.

PERPÉTUO, I. H. O. Fatores determinantes da evolução da esterilização no nordeste. In: SANTOS, T. F. (Org.) **Dinâmica populacional do norte e nordeste: questões atuais e emergentes**. Recife: Massangana, 2000. p. 163-186.

POTTER, J. E. Birth spacing and child survival: a cautionary note regarding the evidence from the WFS. **Population Studies**, London, n. 42, n. 3, p. 443-450, Nov. 1988.

PRESTON, S. H. **Mortality patterns in national populations: with special reference to recorded causes of death**. New York: Academic, 1976. 201p. (Study in Population).

PRESTON, S. H. Causes and consequences of mortality declines in Less Developed Countries during the Twentieth Century. In: EASTERLIN, R. A. (Ed.). **Population and economic change in developing countries**. Chicago: The University of Chicago, 1980. p. 289-360.

RIBEIRO, V. S., SILVA, A. A. M. Tendências da mortalidade neonatal em São Luís, Maranhão, Brasil, de 1979 a 1996. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.16, n. 2, p. 429-438, 2000.

RILEY, J. C. From a high mortality regime to a high morbidity regime: is culture everything in sickness?. **Health Transition Review**, v. 2, n. 1, p. 71-87, Apr. 1992.

RILEY, J. C. Long-term morbidity and mortality trends: inverse health transitions. In: CALDWELL, J. C. et al. (Orgs). **What we know about health transition: the cultural social and behavioral determinants of health**. Canberra: Australian National University, 1990. v. 1. Cap. 9, p. 165-188. (Health Transition Series, n.2).

RODRIGUES, R. N. **Vida severina, healthy family?** Morbidity and mortality in two metropolitan regions of Brazil. 1989. 256f. Tese (Doutorado) - Australian National University.

RODRIGUES, R. N., LEITE, I. C. Factors associated with neonatal mortality in Brazil. In: INTERNATIONAL UNION FOR THE SCIENTIFIC STUDY OF POPULATION. GENERAL CONFERENCE, 24, 2001, Salvador, BA. **Proceedings**. Paris: IUSSP, 2001. (Disponível em CD-ROM)

RONSMANS, C. Patterns of clustering of child mortality in a rural area of Senegal. **Population Studies**, London, v. 49, n. 3, p. 443-461, Nov.1995.

ROSA. M. L. G., HORTALE, V. A. Óbitos perinatais evitáveis e ambiente externo ao sistema de assistência: estudo de caso em município da Região Metropolitana do Rio de Janeiro. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 623-631, 2002.

ROSS, C. R., MIROWSKY, J. Refining association between education and health: the effects of quantity, credential, and selectivity. **Demography**, v. 36, n. 4, p. 445-460, Nov. 1999.

ROUQUAYROL, M. Z., ALMEIDA FILHO, N. **Epidemiologia e saúde**. 5. ed. Rio de Janeiro: MEDSI, 1999. 570p.

SANDIFORD, P. et al. The impact of women's literacy on child health and its interaction with access to health services. **Population Studies**, London, v. 49, n. 1, p. 5-17, May 1995.

SANTOS, T. F. Amamentação e mortalidade infantil no Nordeste. In: FERRAZ, E. A. (Org.). **Fecundidade, anticoncepção e mortalidade infantil: pesquisa sobre saúde familiar no nordeste**, 1991. Rio de Janeiro: BEMFAM/Macro International, 1994.

SANTOS, T. F. **Breastfeeding, the health of children and infant mortality in Northeast Brazil**. 1996. 319f. Tese (Doctor of Philosophy) - University of Southampton, Department of Social Statistics, 1996.

SANTOS, T., MOURA, F. Os determinantes da mortalidade infantil no nordeste: aplicação de modelos hierárquicos. ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 11, 1998, Caxambu, MG. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 1998. (Disponível em CD-ROM)

SANTOW, G. The mortality, epidemiological and health transitions: their relevance for the study of health and mortality. In: SYMPOSIUM ON HEALTH AND MORTALITY, 1997, Bruxelas, Belgica. **Health and mortality: issues of global concern**. New York: United Nations, 1999. p. 39-53.

SASTRY, N. A nested frailty model for survival data, with application to the study of child survival in northeast Brazil. **Journal of the American Statistical Association**, v. 92, n. 438, p. 426-435, Jun. 1997.

SASTRY, N. Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil. **Demography**, v. 33, n. 2, p. 211-229, May 1996.

SASTRY, N. Family-level clustering of childhood mortality risk in Northeast Brazil. **Population Studies**, London, v. 51, n. 3, p. 245-261, Nov. 1997b.

SASTRY, N. What explains rural-urban differential in child mortality in Brazil?. **Social Science & Medicine**, v. 44, n. 7, p. 989-1002, 1997a.

SAWYER, D. O. Effects of industrialization and urbanization on mortality in the developing countries: the case of Brazil. In: INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE, 19, 1981, Manila, Filipinas. **Solicited papers**. Liege: IUSSP, 1981. v. 1, p. 255-271.

SAWYER, D. O., BELTRÃO K. I. **“Healthy” households and child survival in Brazil**. Rio de Janeiro: IBGE, 1992. 27p. (Relatórios técnicos, 10/92)

SAWYER, D. O., SOARES, E. S. Child mortality in different contexts in Brazil: variation in the effects of socio-economic variables. In: INFANT and child mortality in the third world. Paris: Cicred, 1983. 181p.

SILVA, A. M. R., ANDRADE, S. M., THOMSON, Z. Opiniões de mães e crianças que morreram no primeiro ano de vida no município de Londrina, Paraná, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.18, n.5, p.1295-1302, 2002.

SILVEIRA, D. S., SANTOS, I. S., DIAS-DA-COSTA, J. S. Atenção pré-natal na rede básica: uma avaliação da estrutura e do processo. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 1, p. 131-139, 2001.

SIMÕES, C. C. S. **A mortalidade infantil na transição da mortalidade no Brasil: um estudo comparativo entre o nordeste e o sudeste**. 1997, 178f. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1997.

SIMÕES, C. C. S. Mortalidade infantil e saúde na década de 80. In: PERFIL estatístico de crianças e mães no Brasil. Rio de Janeiro, IBGE/UNICEF, 1989. p. 9-13.

SIMÕES, C. C. S. **Perfis de saúde e de mortalidade no Brasil: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos**. Brasília, DF: OPAS/OMS, 2001.

SIMÕES, C. C. S., LEITE, I. C. Padrão reprodutivo, serviços de saúde e mortalidade infantil: nordeste, 1991. In: FERRAZ, E. A. (Org.). **Fecundidade, anticoncepção e mortalidade infantil**: pesquisa sobre saúde familiar no nordeste, 1991. Rio de Janeiro BEMFAM, 1994.

SIMÕES, C. C. S., OLIVEIRA, L. A. P. **A saúde infantil no Brasil nos anos 90**. Rio de Janeiro: UNICEF/IBGE, 1997. (Texto elaborado para publicação Infância Brasileira nos Anos 90).

SIMÕES, C. C. S., OLIVEIRA, L. A. P. Evolução da mortalidade infantil. In: PERFIL estatístico de crianças e mães no Brasil: aspectos sócio-econômicos da mortalidade infantil em áreas urbanas. Rio de Janeiro: IBGE, 1986. Cap. 2, p. 29-48.

SPSS users guide. Chicago: SPSS Inc., 1998.

STOLNITZ, G. J. A century of international mortality trends: **Population Studies**, London, v. 9, part. 1, p. 24-55, July 1955.

STOLNITZ, G. J. Recent mortality trends in Latin American, Asia and Africa: review and reinterpretation. **Population Studies**, London, v. 19, n. 2, p. 117-138, 1965.

SZWARCWALD, C. L., BASTOS, F. I., ANDRADE, C. L. T. Medidas de desigualdad en salud: la discusión de algunos aspectos metodológicos com una aplicación para la mortalidad neonatal en el municipio de Rio de Janeiro, 2000". **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 4, p. 959-970, 2002.

TAUCHER, E. **Efecto del descenso de la fecundidad en la mortalidad infantil**. Ottawa: International Development Research Centre, 1988. 56p. (Estudio tecnico / International Development Research Centre, 57s)

THOMAS, D., STRAUSS, J., HENRIQUES, M. H. Child survival height for age and household characteristics in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 33, n. 2, p. 197-234, Oct. 1990.

TRUSSEL, J., PEBLEY, A. R. The potential impact of changes in fertility on infant, child, and maternal mortality. **Studies in Family Planning**, v. 15, n. 6, p. 267-280, 1984.

VASCONCELOS, A. G. G. **Path analysis e decisão multicritério**: uma abordagem para análise e seleção de modelos multivariados em saúde. 1999. 111f. Tese (Doutorado) - Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Agosto de 1999.

VICTORA, C. G., SMITH, P. G., VAUGHAN, J. P. Social and environmental influences on child mortality in Brazil: logistic regression analysis from census file. **Journal of Biosocial Science**, v. 18, p. 87-101, 1986.

WONG, L. L. R. A transição da fecundidade no norte e nordeste do Brasil. In: SANTOS, T. F. (Org.) **Dinâmica populacional do norte e nordeste: questões atuais e emergentes**. Recife: Massangana, 2000. p. 107-138.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Life expectancy at birth (years), 2001**. Disponível em: <<http://www3.who.int/whosis/country/compare.cfm?country=bra&indicator=strLEX0Male2001,strLEX0Female2001&language=english>> Acesso em: 19-03-2003.

WOOD, C. H., CARVALHO, J. A. M. **A demografia da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1994. 338p. (Serie PNPE, 27)

WOOD, C. **Tendências de mortalidade infantil e distribuição de renda: estudo sobre Belo Horizonte e São Paulo**. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 1976. 14p.

WOODS, R. I., WATTERSON, P. A., WOODWARD, J. H. The causes of rapid infant mortality decline in England and Wales, 1861-1921, part 1. **Population Studies**, London, v. 42, n. 3, p. 343-366, 1988.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Antenatal care and maternal health: how effective is it? A review of evidence**. Maternal Health and Safe Motherhood Program, Division of Family Health. Geneva: WHO, 1992.

ZABA, B., DAVID, P. H. Fertility and the distribution of child mortality risk among women: an illustrative analysis. **Population Studies**, London, v.50, n.2, p.263-278, July 1996.

ZENGER, E. Siblings' neonatal mortality risks and birth spacing in Bangladesh. **Demography**, v. 30, n. 3, p. 477-488, Aug. 1993.

8. ANEXOS

ANEXO 1

A1. Associação entre tamanho da criança ao nascer e peso ao nascer

A variável peso ao nascer apresenta um grande número de casos sem informação, o que dificulta sua utilização nas análises desenvolvidas nesta tese. Com o objetivo de justificar a utilização da variável tamanho da criança ao nascer em substituição ao peso ao nascer, serão apresentadas análises exploratórias que mostram o elevado grau de associação entre baixo peso ao nascer e muito baixo peso ao nascer com o tamanho declarado como muito pequeno. Para realização de tais análises, as variáveis foram consideradas em três categorias conforme se descreve a seguir.

Peso ao nascer: 2500g ou mais, 1500g até menos de 2500g (baixo peso ao nascer) e menos de 1500g (muito baixo peso ao nascer); tamanho ao nascer: médio ou mais, menor do que a média e muito pequeno.

As FIG. 1A e 2A, resultantes da análise de correspondência, indicam, para as duas regiões, uma grande proximidade entre a categoria de tamanho muito pequeno e as categorias de muito baixo peso (MBPN) e de peso entre 1500g e 2500g. Cabe destacar que a dimensão um representa 95,3% da variabilidade dos dados do Nordeste e 93,4% do Restante do Brasil. Detalhes sobre análise de correspondência e análise de homogeneidade podem ser encontrados em GREENACRE (1993) e EVERITT & DUNN (1991).

FIGURA 1A

Análise de correspondência das variáveis peso e tamanho, Nordeste.

FIGURA A2

Análise de correspondência das variáveis peso e tamanho, Restante do Brasil.

A existência de associação entre as variáveis é confirmada por meio do teste do qui-quadrado, que fornece valores altamente significativos para ambas as regiões. A existência de associação entre as categorias pode ser confirmada por intermédio da análise das TAB 1A e 2A. Estas tabelas de contingência apresentam as frequências observadas e os resíduos padronizados ajustados para cada célula da tabela. Estes resíduos são calculados subtraindo-se a frequência esperada da frequência observada e em seguida dividindo-se por uma estimativa do erro padrão da frequência. O resíduo resultante é expresso em unidades de desvio padrão e indica a existência ou ausência de associação entre as categorias das variáveis em análise. A hipótese nula é a de não existência de associação (AGRESTI, 1990; SPSS, 1997). Os resultados dos resíduos das tabelas indicam uma associação positiva altamente significativa da categoria de tamanho muito pequeno com as de muito baixo peso ao nascer (MBPN) e de peso entre 1500g até menos de 2500g (baixo peso ao nascer) e uma associação altamente negativa com pesos iguais ou superiores a 2500g.

TAB. 1A

Associação entre categorias de peso ao nascer e tamanho ao nascer
 Freqüências e resíduos padronizados ajustados - Nordeste - 1991/96

Tamanho	Peso (g)			Total
	2500 e mais	1500 a 2500	< 1500	
Médio ou maior	1231	43	0	1274
Resíduo Padronizado Ajustado	13,1	-12,1	-5,1	
Menor do que a média	344	80	5	429
Resíduo Padronizado Ajustado	-9,1	8,8	1,9	
Muito pequeno	38	25	5	68
Resíduo Padronizado Ajustado	-10,4	8,6	7,6	
Total	1613	148	10	1771

Fonte dos dados brutos: DHS/96

TAB. 2A

Associação entre categorias de peso ao nascer e tamanho ao nascer
 Freqüências e resíduos padronizados ajustados - Restante do Brasil - 1991/96

Tamanho	Peso (g)			Total
	2500 e mais	1500 a 2500	< 1500	
Médio ou maior	1967	56	2	2025
Resíduo Padronizado Ajustado	20,4	-18,5	-8,4	
Menor do que a média	318	100	8	426
Resíduo Padronizado Ajustado	-13,4	13,3	2,3	
Muito pequeno	45	42	13	100
Resíduo Padronizado Ajustado	-16,8	13,1	13,1	
Total	2330	198	23	2551

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Quando existe grande colinearidade entre duas variáveis, ou seja, quando há grande associação entre elas, fixar o nível de uma é estabelecer quase que totalmente o nível da outra (CLAYTON & HILLS, 1998). Assim sendo, decidiu-se por substituir a variável peso ao nascer pela variável tamanho ao nascer com duas categorias: muito pequeno e outros.

ANEXO 2

A2. Associações entre pré-natal e outros fatores associados com a mortalidade neonatal

Para a análise exploratória serão utilizadas tabelas de contingência que apresentam as frequências observadas e os resíduos padronizados ajustados para cada célula. Estes resíduos são expressos em unidades de desvio padrão e indicam a existência ou ausência de associação entre as categorias das variáveis em análise. O valor crítico do resíduo padronizado ajustado é 1,96 (nível de significância de 5%). Valores superiores a este indicam associação entre as categorias das variáveis; valores inferiores indicam ausência de associação.

A TAB. 3A mostra valores referentes à região Nordeste, os quais indicam que atendimento pré-natal adequado está muito forte e positivamente associado a local de residência urbano, escolaridade alta das mães, partos com médico e tamanho não muito pequeno (outros). Ausência de assistência pré-natal é característica das mães de baixa escolaridade residentes em zonas rurais, cujos partos foram realizados por outras pessoas que não um médico e cujos filhos eram muito pequenos ao nascer. Pré-natal inadequado não apresenta associação com qualquer das categorias das variáveis incluídas nesta análise. O fato de a mãe ter pelo menos vinte anos de idade ou ser mais jovem do que isso, não se traduz em diferenças quanto à assistência pré-natal.

TABELA 3A Associação entre atendimento pré-natal e outras variáveis - Nordeste - 1991-96

Variáveis		pré-natal			Total
		adequado	inadequado	sem atendimento	
Local de residência					
Urbano	frequência	580	575	166	1321
	resíduo ajustado	12,93	0,61	-15,05	
Rural	frequência	151	368	353	872
	resíduo ajustado	-12,93	-0,61	15,05	
escolaridade da mãe					
5 anos ou mais	frequência	426	377	71	874
	resíduo ajustado	12,46	0,10	-13,94	
até 4 anos	frequência	305	566	448	1319
	resíduo ajustado	-12,46	-0,10	13,94	
idade da mãe					
20 anos ou mais	frequência	576	743	396	1715
	resíduo ajustado	0,48	0,58	-1,20	
10 a 19 anos	frequência	155	200	123	478
	resíduo ajustado	-0,48	-0,58	1,20	
assistência ao parto					
com médicos	frequência	565	571	160	1296
	resíduo ajustado	12,25	1,20	-14,99	
com outros	frequência	166	372	359	897
	resíduo ajustado	-12,25	-1,20	14,99	
tamanho					
outros	frequência	714	896	483	2093
	resíduo ajustado	3,55	-0,83	-2,97	
muito pequeno	frequência	17	47	36	100
	resíduo ajustado	-3,55	0,83	2,97	

Fonte dos dados brutos: DHS/96

A TAB. 4A mostra que apesar da direção da associação entre local de residência e atendimento pré-natal no Restante do Brasil ser semelhante ao encontrado para o Nordeste, a intensidade desta associação, por sua vez, é bem menor. Com relação à escolaridade alta das mães, observa-se associação forte e positiva com pré-natal adequado; escolaridade baixa está fortemente associada com ausência de assistência pré-natal. Os resultados encontrados para a categoria de mães que tiveram pré-natais considerados inadequados indicam associação marginalmente significativa e proximidade maior com as mulheres de baixa escolaridade. No Restante do Brasil, ausência de atendimento parece ser característica das mães mais jovens, que têm entre 10 e 19 anos.

TABELA 4A Associação entre atendimento pré-natal e outras variáveis - Restante do Brasil - 1991-96

Variáveis	pré-natal			Total	
	adequado	inadequado	sem atendimento		
Local de residência					
Urbano	frequência	955	1209	174	2338
	resíduo ajustado	2,11	0,55	-4,69	
Rural	frequência	144	205	59	408
	resíduo ajustado	-2,11	-0,55	4,69	
escolaridade da mãe					
5 anos ou mais	frequência	745	819	69	1633
	resíduo ajustado	7,25	-1,70	-9,70	
até 4 anos	frequência	354	595	164	1113
	resíduo ajustado	-7,25	1,70	9,70	
idade da mãe					
20 anos ou mais	frequência	891	1114	171	2176
	resíduo ajustado	1,93	-0,61	-2,30	
10 a 19 anos	frequência	208	300	62	570
	resíduo ajustado	-1,93	0,61	2,30	
assistência ao parto					
com médicos	frequência	989	1174	135	2298
	resíduo ajustado	7,30	-0,96	-11,12	
com outros	frequência	110	240	98	448
	resíduo ajustado	-7,30	0,96	11,12	
tamanho					
outros	frequência	1066	1354	217	2637
	resíduo ajustado	2,12	-0,76	-2,37	
muito pequeno	frequência	33	60	16	109
	resíduo ajustado	-2,12	0,76	2,37	

Fonte dos dados brutos: DHS/96

Pré-natal adequado, semelhantemente ao que se observou para o Nordeste, é fortemente associada com partos realizados por médicos e com crianças não muito pequenas ao nascer. Ausência de atendimento durante a gravidez é associada a crianças consideradas muito pequenas ao nascer e cujos partos foram realizados por outras pessoas que não um médico.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)