

Luciana Conceição de Lima

**A NATUREZA DA RELAÇÃO ENTRE
ESCOLARIDADE MATERNA E
MORTALIDADE INFANTIL E NA INFÂNCIA
NO BRASIL**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2013

Luciana Conceição de Lima

Tese apresentada ao curso de Doutorado em Demografia
do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade
Federal de Minas Gerais.

Orientador: Prof. Bernardo Lanza Queiroz

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2013

Ficha Catalográfica

L732n Lima, Luciana Conceição de.
2013 A natureza da relação entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância no Brasil [manuscrito] / Luciana Conceição de Lima. - 2013.
173 f. : il.

Orientador: Bernardo Lanza Queiroz.
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 138-161) e anexos.

1. Mortalidade infantil – Brasil – Teses. 2. Mulheres – Brasil – Condições sociais – Teses. I. Queiroz, Bernardo Lanza. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Título.

CDD: 304.640540981

Elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG – NMM099/2013

Folha de Aprovação

CORAÇÃO DE ESTUDANTE

Quero falar de uma coisa
Adivinha onde ela anda
Deve estar dentro do peito
Ou caminha pelo ar
Pode estar aqui do lado
Bem mais perto que pensamos
A folha da juventude
É o nome certo desse amor
Já podaram seus momentos
Desviaram seu destino
Seu sorriso de menino
Quantas vezes se escondeu
Mas renova-se a esperança
Nova aurora, cada dia
E há que se cuidar do broto
Pra que a vida nos dê
Flor e fruto
Coração de estudante
Há que se cuidar da vida
Há que se cuidar do mundo
Tomar conta da amizade
Alegria e muito sonho
Espalhados no caminho
Verdes, planta e sentimento
Folhas, coração,
Juventude e fé.

Milton Nascimento e Wagner Tiso

AGRADECIMENTOS

A folha da juventude é o nome certo desse amor. Foram dez anos e alguns meses como estudante da UFMG, passando pelos cursos de graduação em Ciências Sociais, mestrado e doutorado em Demografia. Ao longo dessa década intensa de estudos, provas, trabalhos, e dilemas comuns à carreira estudantil, foram construídos, também, importantes laços de amizade. E é por isso, que gostaria de dirigir meus sinceros agradecimentos àqueles que foram especiais e importantes para que eu chegasse até aqui.

Aos meus estimados colegas da Coorte 2002/2 do curso de Ciências Sociais, agradeço pela amizade que se mantém forte mesmo na distância, e que em muitas vezes me encorajou a seguir em frente. Em especial, agradeço às minhas queridas amigas Juliana, Flávia, Florence, Laura e Valéria por terem sido companhias e confidentes de todas as horas, e também porque cuidaram de mim durante todo esse tempo, com ternura, respeito e compreensão.

Agradeço também aos meus amigos do Cedeplar, e em especial aos que fizeram parte da Coorte 2007 e da Coorte 2009. Agradeço às amigas e aos amigos Luana, Flávia, Éverton, Regiane, Pamila, Luciene, Laetícia, Mário, Luísa Terra, Cristiane, Elaine e Fabiana por terem sido grandes companheiros na rígida rotina de estudos durante o mestrado e o doutorado. Agradeço aos funcionários da Face/Cedeplar pelos serviços prestados e que foram de grande importância para o desenvolvimento dessa tese. Em especial, agradeço à Adriana do Xerox pela presteza e eficiência, aos funcionários da Secretaria de Pós-graduação em Demografia e Economia pelo cuidado e atenção com os aspectos burocráticos do curso, e aos seguranças da FACE que em muitas ocasiões zelaram por mim nas longas jornadas de estudo.

Ao corpo docente do Cedeplar, agradeço por todo conhecimento adquirido. Sinto muito orgulho de ter me formado demógrafa nesse grande centro de estudos, e agradeço imensamente pelas valiosas oportunidades que ele me proporcionou. Em especial agradeço aos professores Roberto Nascimento e Carla Jorge Machado pelas lições ensinadas não apenas de Demografia, mas também de

respeito e atenção com os alunos. Também, sou especialmente grata ao professor Bernardo Lanza por ter aceitado, generosamente, o meu convite para ser o orientador dessa tese.

Agradeço ainda ao professor Iuri da Costa Leite da ENSP/FIOCRUZ/RIO, à professora Juliana Mambrini da FIOCRUZ/MG e ao professor Eduardo Rios-Neto por terem participado da banca examinadora e pelos valiosos comentários que foram úteis, não apenas para a versão final dessa tese, como também, para trabalhos futuros.

Agradeço também a CAPES e ao CNPQ pelas bolsas de estudo que durante boa parte do meu doutoramento viabilizaram cursos, intercâmbios e segurança material para que meu trabalho pudesse ser desenvolvido com tranquilidade.

Aos companheiros da Secretaria de Estado de Planejamento e Gestão do Governo do Estado de Minas Gerais (SEPLAG), agradeço pela convivência saudável e pelo carinho que me sustentou na fé de que mesmo tendo uma jornada exaustiva de trabalho e estudo eu ia conseguir chegar lá. Agradeço em especial ao André Reis por todo o apoio para que eu conseguisse terminar a tese, e também pela confiança e oportunidade que me proporcionou uma valiosa experiência em gestão pública. Ao meu amigo e parceiro de trabalho, Marcelo, agradeço por sua enorme paciência, companheirismo e por estar sempre presente, mesmo nas horas mais incertas.

Agradeço aos amigos que me ajudaram a amenizar a tensão e a ansiedade ao longo do difícil processo de se escrever uma tese. Aos amigos Elaine, Cacá, Caio, Vinícius, Ana Tereza, Andrea, Leo, Vivi, Juliana e Sílvia agradeço pela cerveja gelada na esquina, o chocolate depois do almoço, as divertidas viagens pelo interior de Minas, enfim, pelas pequenas alegrias do cotidiano que me deram força e leveza pra seguir em frente.

Por fim, agradeço aos meus pais, Marli e Jamiro, por terem me dado um bem que eles próprios não tiveram: o acesso à educação. Sou grata por terem me

ensinado, ainda que por linhas tortas, que por meio dos estudos é possível superar barreiras e ir longe, para muito além do que se pode imaginar.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AAS – Amostragem Aleatória Simples

AIC – Critério de Informação de Akaike

BEMFAM – Sociedade Civil Bem-Estar Familiar no Brasil

CEBRAP – Centro Brasileiro de Análise e Planejamento

CEDEPLAR – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

CMC - *Century Month Code*

DHS – *Demographic and Health Survey*

EPA – Efeito do Plano Amostral

IRA – Infecções Respiratórias Agudas

PNDS – Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde

PNSMIPF – Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar

SIM - Sistema de Informações sobre Mortalidade

SINASC - Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos

SUS - Sistema Único de Saúde

UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais

UTIN – Unidade de Terapia Intensiva Neonatal

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	1
2 ESCOLARIDADE MATERNA E A MORTALIDADE INFANTIL E NA INFÂNCIA.....	9
2.1 A mortalidade infantil e na infância como <i>proxy</i> do estado de saúde de menores de cinco anos de idade.....	9
2.2 A relação entre escolaridade materna e mortalidade durante a infância.....	12
3 A NATUREZA DA RELAÇÃO ENTRE ESCOLARIDADE MATERNA E SAÚDE NA INFÂNCIA.....	18
3.1 Gradiente socioeconômico ou <i>threshold model</i> ?	19
4 DADOS E MÉTODOS	24
4.1 Dados	24
4.2 Variáveis.....	36
4.3 Métodos e operacionalização.....	38
4.4.1 Modelos de Regressão de Poisson	38
4.4.2 Modelos de Regressão ajustado por uma função <i>spline</i> linear	41
5 ANÁLISE DESCRITIVA E RESULTADOS PARA OS MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON	46
5.1 Análise descritiva	47
5.2 Análise 1: o relacionamento entre mortalidade infantil e na infância e escolaridade materna em seu nível contínuo de mensuração	52
5.2.1 Mortalidade neonatal precoce	52
5.2.2 Mortalidade neonatal	57
5.2.3 Mortalidade pós-neonatal.....	61
5.2.4 Mortalidade infantil	64
5.2.5 Mortalidade na infância	68

5.3 Análise 2: o relacionamento entre mortalidade infantil e na infância e escolaridade materna em seu nível categórico de mensuração	75
5.3.1 Mortalidade neonatal precoce	75
5.3.2 Mortalidade neonatal	80
5.3.3 Mortalidade pós-neonatal	85
5.3.4 Mortalidade infantil	90
5.3.5 Mortalidade na infância	95
6 RESULTADOS PARA OS MODELOS DE REGRESSÃO SPLINE LINEAR	102
6.1 Mortalidade neonatal precoce	103
6.2 Mortalidade neonatal	106
6.3 Mortalidade pós-neonatal	112
6.4 Mortalidade infantil	120
6.5 Mortalidade na infância	125
7 CONCLUSÃO	131
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	138
ANEXOS	162

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 – FLUXOGRAMA DO RELACIONAMENTO DOS BANCOS DE DADOS DE DOMICÍLIOS, MULHERES E CRIANÇAS DA PESQUISA NACIONAL SOBRE SAÚDE MATERNO-INFANTIL E PLANEJAMENTO FAMILIAR (PNSMIPF), BRASIL, 1986.....	27
FIGURA 2 – FLUXOGRAMA DO RELACIONAMENTO DOS BANCOS DE DADOS DE DOMICÍLIOS, MULHERES E CRIANÇAS DA PESQUISA NACIONAL SOBRE DEMOGRAFIA E SAÚDE (PNDS), BRASIL, 1996.....	30
FIGURA 3: FLUXOGRAMA DO RELACIONAMENTO DOS BANCOS DE DADOS DE DOMICÍLIO/PESSOAS, MULHERES, FILHOS, GRAVIDEZES E PERDAS DA PESQUISA NACIONAL DE DEMOGRAFIA E SAÚDE (PNDS), BRASIL, 2006 ..	33
QUADRO 1 – SÍNTESE DOS MODELOS EMPREGADOS NA ANÁLISE EMPÍRICA, OBJETIVOS E HIPÓTESES ASSOCIADAS	44
TABELA 1 – PROPORÇÃO E MÉDIA DAS VARIÁVEIS SELECIONADAS DA PNSMIPF 1986 (N=3.573), PNDS 1996 (N=5.045) E PNDS 2006 (N=6.054), BRASIL	48
TABELA 2 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL PRECOCE UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	54
TABELA 3 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL PRECOCE UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNDS 1996, BRASIL.....	55
TABELA 4 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL PRECOCE UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNDS 2006, BRASIL.....	56

TABELA 5 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNSMIPF 1986, BRASIL	58
TABELA 6 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNDS 1996, BRASIL	59
TABELA 7– RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNDS 2006, BRASIL	60
TABELA 8 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	62
TABELA 9 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNDS 1996, BRASIL.....	63
TABELA 10 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNDS 2006, BRASIL.....	64
TABELA 11 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE INFANTIL UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNSMIPF 1986, BRASIL	65
TABELA 12 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE INFANTIL UTILIZANDO A	

VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNDS 1996, BRASIL	66
TABELA 13 - RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE INFANTIL UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNDS 2006, BRASIL	67
TABELA 14 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NA INFÂNCIA UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	69
TABELA 15 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NA INFÂNCIA UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNDS 1996, BRASIL.....	70
TABELA 16 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NA INFÂNCIA UTILIZANDO A VARIÁVEL CONTÍNUA DE ANOS DE ESTUDO MATERNOS, PNDS 2006, BRASIL.....	71
TABELA 17 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL PRECOCE, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	76
TABELA 18 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL PRECOCE, PNDS 1996, BRASIL.....	77
TABELA 19 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL PRECOCE, PNDS 2006, BRASIL.....	79
TABELA 20 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	81

TABELA 21 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL, PNDS 1996, BRASIL	82
TABELA 22 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NEONATAL, PNDS 2006, BRASIL	84
TABELA 23 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	86
TABELA 24 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL, PNDS 1996, BRASIL.....	87
TABELA 25 – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL, PNDS 2006, BRASIL.....	89
TABELA 26– RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE INFANTIL, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	91
TABELA 27– RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE INFANTIL, PNDS 1996, BRASIL	93
TABELA 28– RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE INFANTIL, PNDS 2006, BRASIL	94
TABELA 29– RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NA INFÂNCIA, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	96
TABELA 30– RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NA INFÂNCIA, PNDS 1996, BRASIL.....	97

TABELA 31– RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE FATORES SELECIONADOS PARA A MORTALIDADE NA INFÂNCIA, PNDS 2006, BRASIL.....	98
TABELA 32 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE NEONATAL PRECOCE, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	104
TABELA 33 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE NEONATAL, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	106
TABELA 34 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE NEONATAL, PNDS 1996, BRASIL.....	107
TABELA 35 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE NEONATAL, PNDS 2006, BRASIL.....	108
GRÁFICO 1 -- PROBABILIDADES PREDITAS DA OCORRÊNCIA DO ÓBITO NEONATAL E ESCOLARIDADE MATERNA DO MODELO 3 DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR, PNDS 2006, BRASIL*.....	109
TABELA 36 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE PÓS-NEONATAL, PNDS 1986, BRASIL.....	112
GRÁFICO 2 – PROBABILIDADES PREDITAS DA OCORRÊNCIA DO ÓBITO PÓS-NEONATAL E ESCOLARIDADE MATERNA DOS MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR, PNSMIPF 1986, BRASIL*.....	113

TABELA 37 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE PÓS-NEONATAL, PNDS 1996, BRASIL	115
GRÁFICO 3 – PROBABILIDADES PREDITAS DA OCORRÊNCIA DO ÓBITO PÓS-NEONATAL E ESCOLARIDADE MATERNA DOS MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR, PNDS 1996, BRASIL	116
TABELA 38 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE PÓS-NEONATAL, PNDS 2006, BRASIL	118
GRÁFICO 4 – PROBABILIDADES PREDITAS DA OCORRÊNCIA DO ÓBITO PÓS-NEONATAL E ESCOLARIDADE MATERNA DOS MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR, PNDS 2006, BRASIL*	119
TABELA 39 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE INFANTIL, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	121
GRÁFICO 5 – PROBABILIDADES PREDITAS DA OCORRÊNCIA DO ÓBITO INFANTIL E ESCOLARIDADE MATERNA DOS MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR, PNSMIPF 1986, BRASIL*	122
TABELA 40 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE INFANTIL, PNDS 1996, BRASIL.....	123
TABELA 41 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE INFANTIL, PNDS 2006, BRASIL.....	123

GRÁFICO 6 – PROBABILIDADES PREDITAS DA OCORRÊNCIA DO ÓBITO INFANTIL E ESCOLARIDADE MATERNA DOS MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR, PNDS 2006, BRASIL*.....	124
TABELA 42 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE NA INFÂNCIA, PNSMIPF 1986, BRASIL.....	127
TABELA 43 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE NA INFÂNCIA, PNDS 1996, BRASIL.....	128
TABELA 44 – VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON E <i>SPLINE</i> LINEAR DE ACORDO COM O NÚMERO DE NÓS E SUA LOCALIZAÇÃO, MORTALIDADE NA INFÂNCIA, PNDS 2006, BRASIL.....	128
GRÁFICO 8 – PROBABILIDADES PREDITAS DA OCORRÊNCIA DO ÓBITO NA INFÂNCIA E ESCOLARIDADE MATERNA DOS MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR, PNDS 2006, BRASIL*.....	129
TABELA 1 A – PROPORÇÕES, MÉDIAS, ERROS PADRÃO, INTERVALOS DE CONFIANÇA E EFEITOS DO PLANO AMOSTRAL (EPA) PARA AS VARIÁVEIS SELECIONADAS DA PNSMIPF 1986 (N=3.573), PNDS 1996 (N=5.045) E PNDS 2006 (N=6.054), BRASIL.....	163
TABELA 1 A– PROPORÇÕES, MÉDIAS, ERROS PADRÃO, INTERVALOS DE CONFIANÇA E EFEITOS DO PLANO AMOSTRAL (EPA) PARA AS VARIÁVEIS SELECIONADAS DA PNSMIPF 1986 (N=3.573), PNDS 1996 (N=5.045) E PNDS 2006 (N=6.054), BRASIL.....	164
TABELA 1 A– PROPORÇÕES, MÉDIAS, ERROS PADRÃO, INTERVALOS DE CONFIANÇA E EFEITOS DO PLANO AMOSTRAL (EPA) PARA AS VARIÁVEIS SELECIONADAS DA PNSMIPF 1986 (N=3.573), PNDS 1996 (N=5.045) E PNDS 2006 (N=6.054), BRASIL.....	165

TABELA 2 A – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR PARA A MORTALIDADE NEONATAL, PNSMIPF 1986, BRASIL	166
TABELA 3 A – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR PARA A MORTALIDADE NEONATAL, PNDS 2006, BRASIL	166
TABELA 4 A – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL, PNSMIPF 1986, BRASIL	167
TABELA 5 A – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL, PNDS 1996, BRASIL	168
TABELA 6 A – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR PARA A MORTALIDADE PÓS-NEONATAL, PNDS 2006, BRASIL	169
TABELA 7 A – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR PARA A MORTALIDADE INFANTIL, PNSMIPF 1986, BRASIL	170
TABELA 8 A – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR PARA A MORTALIDADE INFANTIL, PNDS 2006, BRASIL	171
TABELA 9 A – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR PARA A MORTALIDADE NA INFÂNCIA, PNSMIPF 1986, BRASIL	172
TABELA 10 A – RAZÕES DE PREVALÊNCIA (RP) DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE MODELOS DE REGRESSÃO <i>SPLINE</i> LINEAR PARA A MORTALIDADE NA INFÂNCIA, PNDS 2006, BRASIL	173

RESUMO

Essa tese discutiu o formato do relacionamento entre escolaridade materna e mortalidade infantil (mortalidade neonatal precoce, neonatal, pós-neonatal) e mortalidade na infância, no Brasil, utilizando dados provenientes das rodadas do programa mundial *Measure Demographic and Health Survey* (DHS). Foram analisadas informações de nascidos vivos únicos na PNSMIPF 1986 (n=3.573), PNDS 1996 (n=5.045) e PNDS 2006 (n=6.054). A escolaridade materna representa um dos determinantes socioeconômicos da sobrevivência da criança mais estudados em todo o mundo, porém, estudos voltados para natureza dessa relação ainda são escassos. Com base nos modelos teóricos do gradiente socioeconômico e do *threshold model* foram estabelecidas duas hipóteses para o formato do relacionamento entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância: ganhos na sobrevivência da criança com o aumento na escolaridade materna e existência de pelo menos um *threshold* na curva que descreve a relação entre mortalidade infantil e na infância e anos de estudo da mãe. Foram conduzidas três análises, tendo sido empregados na Análise 1 modelos de regressão de Poisson para oito modelos multivariados ajustados por características maternas, da criança, do histórico reprodutivo da mãe e da assistência pré-natal, da exposição à mídia, do domicílio e do mercado de casamentos. A variável dependente foi a resposta binária à ocorrência/não ocorrência do óbito infantil e na infância e os anos de estudo discretos completados pela mãe constituíram a variável independente de interesse. A Análise 2 empregou os mesmos modelos de regressão de Poisson, porém, foram utilizados níveis de anos de ensino para expressar a escolaridade da mãe. Na Análise 3 foram utilizados modelos de regressão de Poisson ajustados pela função *spline* linear para a obtenção de *threshold(s)* nos efeitos de anos discretos da mãe na mortalidade infantil e na infância. Os resultados encontrados na primeira análise indicaram efeitos nulos dos anos de estudo maternos na sobrevivência da criança em todas as componentes analisadas, tendo sido esse um quadro que se repetiu nas três amostras, refutando a hipótese derivada do gradiente socioeconômico. Já entre os principais resultados obtidos na Análise 2, verificou-se predomínio de efeitos nulos da escolaridade materna até o grupo 'Graduação ou mais', que na maior parte das vezes, desempenhou um papel protetor à ocorrência do óbito infantil e na infância, sobretudo na PNDS 2006. Na Análise 3 os resultados indicaram tendência de mudança no tempo de um formato linear para um formato contendo pelo menos um *threshold* na relação entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância. Foram encontrados pontos de quebra na curva elevados (dez e onze anos de estudo) e que contrastam com os poucos anos de educação formal que têm sido referenciados na literatura como necessários para que a educação materna comece a afetar a sobrevivência da criança. No geral, a distinção de formatos encontrados por segmentos da mortalidade infantil e mortalidade na infância podem ser explicados pela mudança no tempo da estrutura de causas desses óbitos e a capacidade da escolaridade materna em afetá-los, bem como a introdução de novas tecnologias médicas em saúde infantil e o padrão de desigualdades entre grupos sociais no acesso a esses recursos.

Palavras-chave: Escolaridade materna, Mortalidade Infantil, Mortalidade na infância, Gradiente socioeconômico, *Threshold model*

ABSTRACT

This dissertation investigates the nature of the relationship between maternal education and infant mortality (early neonatal mortality, neonatal mortality, post-neonatal mortality) and child mortality in Brazil using data from the Demographic and Health Survey (DHS). Maternal education is an important socioeconomic determinant of mortality during the childhood, but few studies highlight the nature of this relationship. Based on the socioeconomic gradient and threshold model, this work defined two hypothesis related to the relationship between maternal education and infant and child mortality: graduated returns to maternal education on child survival, and existence of one or more thresholds along the single years of schooling maternal's curve. The study was performed using three complementary analyses. First, I used Poisson regression models to study the average effect of additional maternal's education year on the infant and child mortality prevalence, controlled by selected associated factors (maternal and child demographic characteristics, maternal reproductive history, prenatal care, maternal exposition to information, household characteristics and marriage market). The results of the Analysis 1 showed null effects of maternal education on child survival for all samples and refused the hypothesis related to socioeconomic gradient. Second, I use Poisson regression models, but maternal education categories were used in order to verify different effects of maternal schooling levels on child survival. In general, the results of Analysis 2 showed protector maternal education's effects up to high levels of schooling (college) and null effects before, mainly in 2006. Finally, I applied spline regression models to verify whether there were threshold and how many there were along the curve that describe the relationship between maternal education and child survival. Results of Analysis 3 showed trend of change to linear from threshold structure of the relationship between maternal education and infant and child survival. It was verified high thresholds (ten and eleven years of maternal schooling) in contrast of few years indicated for previous studies. In brief, the results indicated that differences in the nature of the relationship between maternal education and infant mortality components and child mortality can be the result of change in mortality structure of causes, and the introduction of new medicine technologies in the field of child health and the pattern of social inequalities in the access of these resources.

Keywords: Maternal education, Infant mortality, Child mortality, Socioeconomic gradient, Threshold model.

1 INTRODUÇÃO

Um dos aspectos mais importantes a ser superado pelas nações para a redução continuada da mortalidade infantil (óbitos ocorridos antes do primeiro ano de vida por mil nascidos vivos) e na infância (óbitos ocorridos antes dos cinco anos de idade por mil nascidos vivos) é a desigualdade socioeconômica (Sastry, 2004ab; Moser, Leon, Gwatkin, 2005; Fundo das Nações Unidas para Infância, 2012). Circunstâncias sociais desfavoráveis afetam a saúde da criança ainda no ventre materno, causando prejuízos à saúde e repercutir negativamente ao longo de todo o ciclo de vida do indivíduo (Solar & Irwin, 2007; The United Nations Children's Fund, 2012).

A desigualdade socioeconômica na saúde pode ser descrita por um gradiente socioeconômico (Deaton, 2001; Cutler, Deaton & Lleras-Muney, 2006; Marmot, 2006), sendo que reduções nos níveis de mortalidade são obtidos com aumento na renda, na escolaridade e no alcance ocupacional dos pais (Guimarães *et al*, 2003; Finch, 2003; Andrade *et al*, 2004; Sing & Kogan, 2007; Buchbinder, 2008). Porém, em algumas nações, pode não haver uma relação linear entre variáveis de saúde e o *status* socioeconômico, e há autores que, inclusive, têm redefinido esse gradiente ao apontarem a existência de uma relação curvilínea entre essas duas dimensões, em apoio ao denominado *threshold model* (Wilkinson, 1992; Finch, 2003a; Adler & Stewart, 2010; Wolf *et al*, 2010).

É com base nessa discussão sobre o delineamento das desigualdades socioeconômicas na sobrevivência de menores de cinco anos de idade que essa tese destaca os anos de estudo maternos como importante característica socioeconômica para identificar a natureza do relacionamento que ela estabelece com a mortalidade infantil e na infância. Tomando como referência um período de vinte anos no Brasil (1986 a 2006), e que tem sido marcado por mudanças importantes no campo socioeconômico e nos níveis de mortalidade da população menor de cinco anos, qual o formato descrito no decorrer das décadas para o

relacionamento entre escolaridade materna e sobrevivência da criança? É possível afirmar que a natureza dessa relação é marcada por uma estrutura curvilínea em que se apresentam efeitos distintos dos anos de estudo da mãe na mortalidade infantil e na infância ou há ganhos na sobrevivência dos filhos com o aumento da escolaridade materna na sobrevivência dos filhos?

No Brasil, assim como em boa parte dos países em desenvolvimento, estudos têm enfatizado a escolaridade materna apenas como mais um determinante da mortalidade infantil e na infância (Schellenberg *et al*, 2003; Alves & Belluzzo, 2004; Houweling & Kunst, 2009; Victora *et al*, 2010). Apesar de não se encontrar inteiramente esclarecido na literatura se os efeitos da escolaridade da mãe se estabelecem em um contínuo de anos de estudo ou se eles são relevantes e protetores ao óbito infantil e na infância em apenas determinados níveis de educação formal (Desai & Alva, 1998; Basu & Stephenson, 2005; Ahmed & Iqbal, 2007; Humphries, 2011), têm sido raros os trabalhos que destacam as desigualdades na sobrevivência de crianças menores de cinco anos de idade por escolaridade materna (Sastry, 2004a; Technical Group for Monitoring the Millennium Development Goals, 2004; Comissão Nacional sobre Determinantes Sociais da Saúde, 2008; Souza, Hill & Dal Poz, 2010; Garcia & Santana, 2011).

Tendo em vista o cenário atual brasileiro de queda consistente nos níveis de mortalidade infantil e na infância e concentração desses óbitos em determinados grupos etários das crianças, importantes diferenciais por escolaridade materna na sobrevivência de menores de cinco anos podem estar se delineando. Desde os anos 1990 no Brasil, a redução da mortalidade em períodos próximos ao nascimento da criança, como a mortalidade neonatal (óbitos ocorridos antes do 28º dia de vida do recém-nascido) e a mortalidade neonatal precoce (óbitos ocorridos durante os sete primeiros dias de vida) tem se constituído em um dos maiores desafios para o alcance de níveis ainda mais baixos da mortalidade infantil e na infância (Malta *et al*, 2010; Basso, Neves & Silveira, 2012). Embora óbitos ocorridos nesses segmentos se encontrem mais relacionados às causas endógenas e à qualidade da atenção recebida (Assis, Machado & Rodrigues, 2008; Luquetti & Koifman, 2011), com a tendência recente de postergação da

maternidade para as idades mais avançadas em face dos maiores investimentos da mulher em áreas como a carreira escolar, importantes diferenciais na mortalidade durante o primeiro mês de vida criança por anos de estudo da mãe podem estar ocorrendo (Singh & Kogan, 2007; Neal & Matthews, 2013). Mães bem escolarizadas costumam planejar melhor o nascimento dos filhos e a buscar com maior frequência os serviços de saúde antes, durante e após o parto, o que pode ser fator protetor ao óbito neonatal e neonatal precoce (Partridge et al, 2012; Gage *et al*, 2013; Neal & Matthews, 2013). Além disso, costumam buscar, também, serviços de maior qualidade com maior frequência. Por outro lado, a maternidade nas idades avançadas pode ser deletéria à sobrevivência nas primeiras semanas de vida da criança mesmo entre mulheres de níveis educacionais elevados, uma vez que fatores como as comorbidades maternas e a pré-disposição a desfechos obstétricos adversos como a prematuridade, o baixo peso ao nascer e as anomalias congênitas podem atuar e colocar em risco a sobrevivência da criança (Wise, 2003; Luke & Brown, 2007; El-sayed & Galea, 2012; Ludford et al, 2012).

Já as componentes mais distantes do nascimento como a mortalidade pós-neonatal (óbitos ocorridos de 28 a 364 dias de vida) e a própria mortalidade na infância se encontram mais relacionadas às condições de vida da criança, de seu ambiente e de seus cuidadores, como por exemplo a escolaridade materna (Macinko *et al*, 2006; Gakidou *et al*, 2010; Gurung, 2010). Óbitos nesses segmentos têm alcançado reduções expressivas nas últimas décadas (Alves *et al*, 2008; Santos *et al*, 2011; Ferrari & Bertolozzi, 2012), todavia, ainda prevalecem importantes disparidades por grupos sociais na ocorrência do óbito entre menores de cinco anos de idade (Comissão Nacional sobre Determinantes Sociais da Saúde, 2008; Rede Interagencial de Informações para a Saúde, 2008b; Brasil, 2009). No que se à escolaridade materna, óbitos infantis e na infância tendem a se concentrar no grupo das mulheres de baixa escolaridade, tendo em vista a atuação de fatores como a inadequação dos cuidados com a saúde da criança e, também, pelo menor nível de anos estudo relacionar-se à carência de recursos materiais disponíveis no domicílio e que podem fazer a diferença para a

ocorrência do óbito no decorrer da infância (Hobcraft, 1993; Breierova & Duflo, 2002; Melli & Waldman, 2009).

Descrever a forma funcional de como os anos de estudos maternos se relacionam com a mortalidade infantil e na infância se justifica, tendo em vista que se há ganhos na sobrevivência dos filhos com o aumento da escolaridade materna, isso pode significar, do ponto de vista de políticas públicas, que investimentos em acesso à educação são úteis para o alcance de indicadores de saúde durante a infância mais favoráveis, como a redução das taxas de mortalidade entre menores de cinco anos. Já retornos decrescentes à escolaridade da mãe na saúde da criança na medida em que se avança nos níveis de ensino, pode significar também que a qualidade da educação é aspecto que deve ser mais bem considerado por afetar a capacidade materna nos cuidados com a criança, mais do que o estoque de escolaridade formal por si mesmo. E isso é de interesse, principalmente, dos países em desenvolvimento onde é sabido que a qualidade da educação recebida não é a mesma para todos os grupos sociais (Basu & Stephenson, 2005; Vikram, Desai & Vanneman, 2010). Se, então, a qualidade da educação atua nesse relacionamento, pode ser que a reprodução de condições de saúde e socioeconômicas desfavoráveis para as gerações futuras esteja ocorrendo (Chen & Li, 2009). Outro aspecto que justifica o estudo dos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência infantil e na infância é que ele amplia as análises relacionadas aos retornos à educação, revelando outra face dos benefícios sociais obtidos por ganhos em níveis de escolaridade da população para além daquelas tradicionalmente estudadas, como por exemplo, os retornos aos investimentos educacionais no mercado de trabalho (Currie & Moretti, 2002; Kravdal, 2003).

A escolha por uma análise temporal e agregada para todo o Brasil tem como objetivo abarcar um período importante do país com relação à evolução de seus indicadores educacionais (Klein & Fontanive, 2009; Rios-Neto *et al*, 2010). No Brasil, aspectos como a expansão do ensino básico na década de 1990 implicaram aumento da exposição dos indivíduos à educação formal ao longo das décadas, porém, o nível de escolaridade da população ainda é baixo, e a

qualidade do ensino constitui, há décadas, um problema grave da educação brasileira (Ramos, 2010; Gramani & Duarte, 2011; Pinto, 2012).

As taxas de mortalidade infantil e na infância são indicadores tradicionalmente utilizados na mensuração do nível de saúde entre os menores de cinco anos, representando medidas objetivas que têm um peso importante na esperança de vida ao nascer, e que refletem bem as condições de vida e do ambiente onde a criança se desenvolve (Association of Public Health Observatories, 2007; Garcia & Santana, 2011). Sendo assim, as taxas de mortalidade infantil e na infância foram as variáveis de saúde escolhidas para essa tese.

Essa tese utiliza dados provenientes das rodadas do programa mundial *Measure Demographic and Health Survey* (DHS) realizadas no Brasil em 1986 e 1996, e a Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Mulher e da Criança realizada no Brasil em 2006 pelo CEBRAP, e que reúnem um conjunto privilegiado de informações e que foram úteis para acessar o relacionamento entre educação materna e *status* de saúde na infância, bem como o de outros fatores associados ao óbito entre menores de cinco anos de idade. Nos dados disponíveis nessas três pesquisas figuram dimensões relativas à característica da mãe e da criança, à saúde reprodutiva das mulheres, à exposição aos meios de comunicação de massa, ao ambiente de desenvolvimento da criança e ao mercado de casamentos. Essas são características que não se encontram conjuntamente disponíveis em bases de dados oficiais de maior disseminação no país como, por exemplo, os censos demográficos e as pesquisas amostrais domiciliares. Tampouco as estatísticas do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), que compilam informações de óbitos e nascimentos e que são fontes importantes de construção de indicadores demográficos e de saúde (Szwarcwald *et al*, 2002; Frias *et al*, 2008), oferecem a variedade de informações acerca das características da mãe, da criança e da assistência recebida antes, durante e após o parto que o projeto internacional DHS e a Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Mulher e da Criança de 2006, que foram delineadas para esses fins, oferecem aos seus usuários.

Com base em estudos relacionados às desigualdades socioeconômicas na saúde que apontam o gradiente socioeconômico e o *threshold model* como possíveis formatos entre indicadores de morbimortalidade e de posição socioeconômica, foram estabelecidas algumas hipóteses para o relacionamento entre a escolaridade da mãe e a sobrevivência da criança. A primeira delas é originária do gradiente socioeconômico, e afirma que reduções nos níveis de mortalidade infantil e na infância são obtidas com o aumento na escolaridade materna. Essa hipótese foi testada pela Análise 1, tendo sido ajustados oito modelos de regressão de Poisson (Barros & Hiraakata, 2003; Hilbe, 2009) em que foram incluídas, paulatinamente, características demográficas da mãe e da criança, do histórico reprodutivo materno, realização de pré-natal, exposição da mãe à informação, características do domicílio e mercado de casamentos. Nesse caso, a escolaridade materna foi mensurada pelos anos de estudo discretos concluídos com sucesso, e a variável dependente foi a resposta binária para a ocorrência/não ocorrência do óbito infantil (mortalidade neonatal precoce, mortalidade neonatal, mortalidade pós-neonatal e mortalidade infantil) e na infância (mortalidade na infância).

O objetivo da Análise 1 foi o de analisar o efeito de cada ano adicional de educação formal materna na mortalidade infantil e na infância, na presença e na ausência dos demais fatores associados. Subjacente a essa primeira análise está o pressuposto dos modelos de regressão clássicos de linearidade entre a variável dependente e a variável independente, ou seja, considera-se que os ganhos são os mesmos para cada ano adicional de escolaridade. Os resultados encontrados para a Análise 1 indicaram efeitos nulos dos anos de estudo maternos na sobrevivência da criança em todas as componentes analisadas, tendo sido esse um quadro que se repetiu nas três amostras. Um ano a mais de escolaridade materna não esteve associado à mortalidade infantil e na infância em qualquer dos modelos que continham todos os fatores incluídos, e, portanto, ao menos com base nos dados utilizados nessa tese e considerando os efeitos médios da escolaridade materna, não é possível afirmar que reduções nos níveis de mortalidade infantil e na infância são obtidas com ganhos na escolaridade materna.

Já na Análise 2 a especificação da variável sobre escolaridade materna foi modificada, tendo sido utilizadas categorias de anos de estudo nos mesmos modelos de regressão de Poisson empregados na Análise 1. O objetivo da Análise 2 foi o de verificar se há um ou mais pontos na distribuição de anos de estudo maternos que são críticos entre efeitos nulos, protetores ou deletérios na sobrevivência infantil e na infância.

Tomando como referência os resultados obtidos nos modelos com todos os fatores associados incluídos, de um modo geral, verificou-se predomínio de efeitos nulos da escolaridade materna até o grupo 'Graduação ou mais', que na maior parte das vezes, desempenhou um papel protetor à ocorrência do óbito infantil e na infância, sobretudo na PNDS 2006. Esses resultados são surpreendentes por ser a categoria 'Graduação ou mais' um nível de ensino bastante elevado em comparação com os poucos anos de estudo que têm sido referenciados na literatura como necessários para que a educação materna comece a afetar a sobrevivência da criança (Basu & Stephenson, 2005; Ahmed & Iqbal, 2007).

A utilização de categorias de anos de estudo não permite captar uma possível variabilidade de efeitos entre os anos de estudo discretos. Supondo, portanto, que pode existir um ou mais *thresholds* nos efeitos dos anos de estudo da mãe na mortalidade infantil e na infância, a Análise 3 empregou modelos de regressão *spline* linear. Esses modelos têm sido úteis para testar a hipótese de linearidade entre a variável independente contínua de interesse e a variável resposta (Royston & Sauerbrei, 2007), e nos casos em que se confirma uma relação não linear, é possível obter os pontos de quebra da curva e estimar o comportamento da variável preditora sobre a variável resposta antes e após esses nós (*knots*) (Molinari, Daurès & Durand, 2001; Royston & Sauerbrei, 2007). Na terceira análise, entre os principais resultados encontrados destacou-se, para dados da amostra de 2006, a obtenção de *thresholds* entre efeitos nulos e protetores da escolaridade materna igual a 10 e 11 (mortalidade neonatal, infantil e na infância). Verificou-se, também, mudança no padrão de desigualdade na mortalidade na infância por anos de estudo maternos. Em face da tendência recente de

concentração do óbito de menores de cinco anos de idade em períodos próximo da ocasião do parto e uso de tecnologias médicas inovadoras em saúde infantil, pode ter havido a mudança de um padrão de desigualdade linear na mortalidade durante a infância por anos de estudo maternos para um padrão de desigualdade de topo, em que as mães mais bem escolarizadas apresentam maior acesso à essas inovações médicas em face dos demais grupos da população.

A próxima sessão apresenta a revisão de literatura que se subdivide em dois capítulos. No Capítulo 2 a mortalidade infantil e na infância são apresentados como pontos importantes da agenda de pesquisa mundial e nacional, sendo a escolaridade materna destacada como um importante fator que intermedeia a relação entre mortalidade durante a infância e fatores associados. A natureza da relação entre escolaridade da mãe e saúde na infância e as hipóteses de trabalho derivadas do gradiente socioeconômico e do *threshold model* são apresentadas no Capítulo 3. No Capítulo 4 os dados e métodos utilizados na tese são detalhados. O Capítulo 5 apresenta os resultados encontrados na Análise Descritiva e nas análises em que foram utilizados modelos de regressão de Poisson (Análise 1 e 2). O Capítulo 6 apresenta os resultados obtidos na Análise 3, que empregou modelos de regressão *spline* linear, e por fim as principais conclusões da tese são apresentadas no Capítulo 7.

2 ESCOLARIDADE MATERNA E A MORTALIDADE INFANTIL E NA INFÂNCIA

O efeito da escolaridade materna na sobrevivência infantil e na infância é bem fundamentado na literatura (Cleland & Ginneken, 1988; Gakidou *et al*, 2010; Gurung, 2010; Vikram, Desai & Vanneman, 2010). Apesar de não ser uma unanimidade que os anos de estudo maternos possam afetar a mortalidade infantil e na infância de modo independente, ou seja, seu efeito na sobrevivência da criança não se torna nulo com a adição de variáveis controle (Casterline, Cooksey & Ismail, 1989; Desai & Alva, 1998; Wagstaff, Doorslaer & Watanabe, 2001; Mostafavi, 2009), desde o trabalho seminal de John Caldwell (1979) a escolaridade materna tem sido considerada um dos fatores da maior importância associados à sobrevivência de menores de cinco anos de idade (Cleland & Ginneken, 1988; Hobcraft, 1993; Jain, 1994; Currie & Moretti, 2002; Vikram, Desai & Vannemam, 2010; Adhikari & Sawangdee, 2011). Esse capítulo apresenta, em linhas gerais, a importância do estudo do papel da escolaridade materna, sobretudo no caso do Brasil, que tem apresentado um ritmo de declínio consistente nos níveis de mortalidade durante a infância registrado nas últimas décadas. Nesse capítulo, os anos de estudo da mãe são destacados como fator que pode se associar à mortalidade infantil e na infância por meio de características maternas, da criança, da atenção à saúde recebida e do ambiente aonde ela se desenvolve.

2.1 A mortalidade infantil e na infância como *proxy* do estado de saúde de menores de cinco anos de idade

A primeira infância é considerada a etapa mais importante do ciclo de vida para o desenvolvimento físico, cognitivo e emocional do indivíduo (Early Child Development Knowledge Network Of The Commission On Social Determinants Of Health, 2007a; 2007b). Investimentos nessa fase têm sido considerados como de

excelente retorno para um país, principalmente, porque benefícios econômicos são obtidos no longo prazo se condições de desenvolvimento saudável para os indivíduos ainda durante a primeira infância são promovidas (Early Child Development Knowledge Network Of The Commission On Social Determinants Of Health, 2007a; Sarkar & Sarkar, 2012).

Se garantir condições de boa saúde para as crianças já é vantajoso, evitar óbitos nessa fase é de extrema importância. A perda de uma criança implica custos emocionais irreparáveis para as famílias e para o Estado. Além disso, envolvem gastos para o sistema de saúde que não devem ser desprezados (Wise, 2003; Sanders *et al*, 2007).

Segundo relatório do Fundo das Nações Unidas para a Infância, em 2011, foram registrados cerca de sete milhões de óbitos de crianças de até cinco anos em todo o mundo, sendo que quase dois terços deles poderiam ser evitados (The United Nations Children's Fund, 2012). Nas últimas décadas tem ocorrido concentração dos óbitos na infância em períodos mais próximos do nascimento, o que tem aumentado a importância de componentes da mortalidade infantil como a taxa de mortalidade neonatal precoce e a taxa de mortalidade neonatal (Fundo das Nações Unidas para Infância, 2009; Garg & Gogia, 2009; Hsu *et al*, 2012). Estima-se que o maior risco de óbito no primeiro mês de vida da criança acontece nas primeiras 24 horas após o parto, quando até 45% desses falecimentos podem ocorrer (Fundo das Nações Unidas para Infância, 2009).

Em praticamente todas as regiões do mundo, a taxa de mortalidade neonatal tem decrescido lentamente, sendo as três principais causas diretas de óbitos nesse período as infecções graves, as asfixias/hipóxias e os partos prematuros, e que em boa medida guardam relação com falhas estruturais na atenção recebida antes, durante e após o parto (Lawn *et al*, 2005; Hill & Choi, 2006, Liu *et al*, 2012).

No que se refere aos óbitos no período pós-neonatal, eles se encontram mais relacionados aos fatores exógenos (Liu *et al*, 2011; Heron, 2012). Em todo o mundo, entre as principais causas desses óbitos figuram a pneumonia, a diarreia,

a desnutrição, a malária e os acidentes, sendo boa parte deles relacionados às condições de vida e do ambiente onde a criança se desenvolve (Heron, 2012; Liu et al, 2012).

No Brasil, tem sido verificada a mesma tendência mundial relacionada à redução dos óbitos de menores de cinco anos de idade. Nos anos 1980, as taxas de mortalidade infantil e na infância apesar de apresentarem tendência de redução, declinavam a um ritmo lento e com registros de picos para quase todas as regiões brasileiras (Szwarcwald & Castilho, 1995; Costa *et al*, 2003). Nos anos 1990, a mortalidade infantil continuou a declinar, sobretudo em decorrência da redução dos óbitos no período pós-neonatal. Essa tendência de queda esteve relacionada, em grande parte, às medidas de saneamento básico e também à ampliação da cobertura de programas direcionados à saúde materna e infantil (Costa *et al*, 2003; Duarte, 2007; França & Lansky, 2008).

É também no início da década de 1990 que a taxa de mortalidade neonatal no Brasil passou a representar a componente mais importante, mantendo-se em níveis elevados e apresentando ritmo lento de declínio (Duarte, 2007; Aquino, 2007). Com a maior concentração dos óbitos infantis nos primeiros dias de vida do recém-nascido e a persistência de falhas estruturais no atendimento prestado à mãe e à criança antes, durante e após o parto, na estrutura de causas de óbito nesse período passaram a se destacar as potencialmente evitáveis, como as afecções perinatais (França & Lansky, 2008; Victora *et al*, 2011).

Importante salientar que, de maneira paradoxal, a preponderância de componentes como a taxa de mortalidade neonatal precoce no Brasil, em parte, é devida aos avanços alcançados no atendimento à gestante de alto risco e ao papel desempenhado pelas Unidades de Terapia Intensiva Neonatal (UTIN) para a viabilidade de recém-nascidos cada vez mais prematuros e de baixo peso (Pedrosa, Sarinho & Ordonha, 2005; Assis, Machado & Rodrigues, 2008). Porém, boa parte dos óbitos ocorridos nesse período poderiam ser prevenidos caso houvesse uma assistência em saúde mais adequada para a mãe e a criança (Lansky, França & Leal, 2002, Drumond, Machado & França, 2007).

No que se refere à mortalidade de crianças de um a quatro anos no Brasil, apesar de óbitos nessa faixa etária terem apresentado substantiva redução nas últimas décadas, eles ainda preocupam (Alves *et al*, 2008; Baldin & Nogueira, 2008; IBGE, 2010). Entre as causas de óbito mais comuns nesses períodos, no Brasil, figuram a diarreia, a pneumonia e a desnutrição, evidenciando que questões como o saneamento básico não se encontram inteiramente resolvidas no país, bem como as já mencionadas falhas na assistência em saúde para crianças desse grupo etário (Caldeira, França & Goulart, 2002; Rasella, Aquino & Barreto, 2010).

O efeito de fatores exógenos e endógenos na sobrevivência infantil e na infância pode ser intermediado por determinadas características. Uma delas, e que em geral tem sido apontada como um dos mais relevantes fatores associados à mortalidade de menores de cinco anos, é a escolaridade materna (Blabey & Gessner, 2008; Bharati *et al*, 2011). O próximo item destaca a relação entre os anos de estudo da mãe intermediando o efeito de fatores de risco endógenos e exógenos na sobrevivência de menores de cinco anos de idade.

2.2 A relação entre escolaridade materna e mortalidade durante a infância

O estudo pioneiro de Caldwell (1979) aponta para a grande importância da escolaridade da mãe não somente para a redução do nível de fecundidade, como também para a sobrevivência durante a infância. Segundo Caldwell (1979), os anos de estudo maternos exercem efeitos independentes na sobrevivência das crianças, não devendo ser reduzida, apenas, a uma *proxy* de *status* socioeconômico.

De acordo com o autor, a escolaridade materna afeta a mortalidade na infância, por meio de três aspectos centrais. O primeiro deles é o rompimento com crenças tradicionais como o fatalismo, no qual a escolaridade materna atua na superação de explicações tradicionais para a vida e a morte por meio da busca por alternativas modernas de cuidado com a saúde da criança, e o segundo aspecto é

a maior capacidade de mães bem escolarizadas em lidarem com o mundo moderno, como as facilidades médicas e sanitárias mais adequadas para a saúde dos seus filhos. Por fim, o terceiro aspecto apontado por Caldwell (1979) é a mudança na tradicional balança de poder nas relações familiares, sendo que mães bem escolarizadas são mais propensas a estabelecerem maior diálogo com seus maridos, e também com outros membros da família que, em geral, participam da criação dos filhos.

O estudo de Caldwell (1979) foi o expoente entre vários trabalhos desenvolvidos na época para a investigação dos determinantes da mortalidade infantil e na infância. Entre os trabalhos que continuaram a estudar o relacionamento entre a escolaridade materna e os óbitos de menores de cinco anos de idade, destaca-se o modelo analítico proposto por Mosley & Chen (1984), que considera que todo determinante socioeconômico da mortalidade na infância, como a educação materna, operam por meio de um conjunto de determinantes próximos (Mosley & Chen, 1984).

Óbitos na infância podem estar associados a fatores de risco, como o baixo peso ao nascer e a prematuridade (Carniel et al, 2008; Saili, 2008, Bharati, 2011) sendo que esse relacionamento pode ser intermediado pelos anos de estudo maternos. Mães de baixo nível de instrução, em geral, apresentam menor adesão ao atendimento pré-natal, costumam ter seus filhos ainda na adolescência e em intervalos intergenésicos curtos, o que pode favorecer o nascimento de pré-termos e de baixo peso, elevando as chances de ocorrência do óbito infantil (Leal, Gama & Cunha, 2006; Silva *et al*, 2010a).

Outro fator associado à mortalidade infantil e na infância e que pode ser intermediado pela escolaridade materna é a idade ao ter filho, sendo os maiores riscos atribuídos aos extremos da idade reprodutiva feminina (Guimarães & Velásques-Meléndez, 2002; Bacak *et al*, 2005; O'Leary *et al*, 2007). Alguns trabalhos apontam que a jovem idade materna (em geral compreendida entre 10 e 19 anos de idade) pode estar relacionada a resultados obstétricos adversos, o que pode ser atribuído, entre outros, a fatores de ordem socioeconômica (César

Miranda-Ribeiro & Abreu, 2000; Markovitz et al, 2005; Gibbs *et al*, 2012). Entre eles, figura a escolaridade, tendo sido apontado que mães adolescentes interrompem a carreira escolar com maior frequência (Gueorguieva *et al*, 2001; Rai, Singh & Singh, 2012). A posse de poucos anos de educação formal para essas jovens mães pode estar relacionada a comportamentos deletérios à saúde da criança, como a baixa frequência às consultas pré-natal, o tabagismo, a má nutrição e baixos níveis de renda (Markovitz et al, 2005; Chen et al, 2007), o que pode elevar as chances de mortalidade neonatal e pós-neonatal para seus filhos (Almeida et al, 2002; Mohsin et al, 2006; Haldre et al, 2007; Reime, Schücking & Wenzlaff, 2008).

Também, mães que possuem níveis elevados de educação formal podem apresentar características deletérias à sobrevivência na infância. O adiamento do nascimento do primeiro filho para as idades mais avançadas, a preferência por partos cesáreos e o histórico de filhos prematuros em gravidezes anteriores são fatores que podem elevar a chance de nascimentos de crianças de baixo peso e prematuros, aumentando, assim, os riscos de óbitos infantis (Oleszczuk & Oleszczuk, 2005; Althabe & Belizán, 2006; Cascaes *et al*, 2008; Silva *et al*, 2010a).

O efeito de características da saúde reprodutiva materna na sobrevivência na infância também pode ser intermediado pela escolaridade materna. Mulheres mais bem escolarizadas podem apresentar maior nível de conhecimento de métodos contraceptivos modernos, implicando menor número de filhos tidos, que por sua vez, afeta a sobrevivência dessas crianças (Zaba & David, 1996; Rayamajhi et al, 2006; Macrary & Royer, 2011). Filhos de grandes múltiparas (mulheres com cinco filhos nascidos vivos ou mais) fazem parte do grupo que apresenta os maiores riscos de óbitos (Ribeiro, 2003; Senesi, 2004, tendo sido relacionado na literatura que a multiparidade pode elevar as chances de recém-nascidos de baixo peso ou macrossômicos (nascidos vivos com peso superior a 4.000 gramas), o que está associado à mortalidade, sobretudo no período neonatal (Senesi et al, 2004; Madi *et al*, 2006; Cleland *et al*, 2012).

Por outro lado, a primiparidade (mulheres com um nascido vivo) também pode constituir fator de risco à mortalidade na infância. Sobretudo entre o grupo das mulheres em idades avançadas e de maior nível de educação formal, há maiores chances de mortalidade para os recém nascidos de primíparas, uma vez que essas características elevam a ocorrência de resultados obstétricos adversos como o nascimento de prematuros e que podem levar ao óbito (Delbaere *et al*, 2007; Chan & Lao, 2008).

O intervalo intergenésico também pode atuar na sobrevivência na infância por meio da escolaridade materna. Intervalos entre nascimentos muito curtos, em geral, estão associados a resultados obstétricos adversos, tais como o baixo peso ao nascer, a prematuridade, o nascimento de crianças pequenas para a idade gestacional, e a mortalidade infantil (Rodrigues & Barros, 2008, Willians *et al*, 2008). Uma hipótese provável para os riscos aumentados para a saúde do recém-nascido relativos ao curto intervalo intergenésico seria a ocorrência de depleção materna, caracterizada pelo esgotamento nutricional devido às sucessivas gravidezes e aleitamentos (Stephansson, Dickman & Cnattingius, 2003; Cleland *et al*, 2012). Conforme mencionado anteriormente, mães de baixa escolaridade podem utilizar métodos contraceptivos com menos frequência do que as mães de maior nível educacional, podendo incorrer em gravidezes sucessivas e espaçadas por um curto período de tempo, o que pode elevar os riscos de óbito para suas crianças (Conde-Agudelo, Rosas-Bermúdez & Kafury-Goeta, 2006).

Níveis educacionais elevados podem aumentar, também, o estoque de conhecimento em saúde da mãe, seja por meio do conhecimento do que se aprende na escola ou porque a educação formal promove maior habilidade em absorver mensagens advindas de outras fontes (Vikram, Desai & Vanneman, 2010; McCrary & Royer, 2011). A exposição aos diferentes tipos de mídia contribui para uma maior eficiência e autonomia da mulher nas decisões relacionadas à saúde para si mesmas e para seus filhos (Kishor, 2005; Chopra *et al*, 2012), sendo destacado por alguns autores o papel desempenhado por meios de comunicação em massa na transmissão de informações de relevância para a

sobrevivência na infância (Cleland, 1990; Basu & Stephenson, 2005; Fuchs, Pamuk & Lutz, 2010).

No que se refere às características do domicílio, água de má qualidade e esgotamento sanitário precário constituem importantes fatores associados à mortalidade durante a infância, e não apenas por causas clássicas como diarreia, mas também por causas como pneumonia, distúrbios neonatais e desnutrição (Teixeira & Guilhermino, 2006; Fundo das Nações Unidas para a Infância, 2008a; Oliveira, 2008; Currie *et al*, 2013). Crianças de mães com maior nível de educação formal podem se beneficiar mais de acesso ao saneamento básico do que filhos de mães com menor nível de escolaridade, talvez porque a maior escolaridade favoreça um melhor entendimento e uso das facilidades sanitárias domésticas (Barrera, 1990; Teixeira, 2011).

A renda pode operar na sobrevivência das crianças por meio do mercado de casamentos. Mulheres mais bem escolarizadas tendem a se unirem com maridos de nível educacional similar ou superior, o que pode representar melhores condições financeiras que afetam positivamente a sobrevivência dos seus filhos (Charmarbagwala *et al*, 2004; Fuchs, Pamuk & Lutz, 2010; Aremu *et al*, 2011).

Conforme verificado nesse capítulo, têm sido amplamente discutido os efeitos da educação materna na mortalidade infantil e na infância. Todavia, a natureza dessa relação ainda não tem sido bem explorada (Cleland and Ginneken, 1989; Gakidou *et al*, 2010; Gurung, 2010; Vikram, Desai & Vanneman, 2010), não havendo consenso se esses efeitos existem em todo o contínuo da distribuição de anos estudo completados com sucesso pela mãe (Cleland, 1990; Kaufmann & Cleland, 1994; Currie & Moretti, 2002; Cleland, 2010), ou se a escolaridade materna afeta a sobrevivência de menores de cinco anos de idade em determinados níveis de ensino (LeVine *et al*, 1994; Case, Lubotsky & Paxson, 2002; Charmarbagwala *et al*, 2004). O próximo capítulo apresenta a discussão na literatura sobre o formato da relação entre anos de estudo maternos e mortalidade infantil e na infância, sua importância para os estudos relacionados à mortalidade

infantil e na infância, e também, as hipóteses para o delineamento desse relacionamento.

3 A NATUREZA DA RELAÇÃO ENTRE ESCOLARIDADE MATERNA E SAÚDE NA INFÂNCIA

A existência de um gradiente na relação entre anos de estudo da mãe e mortalidade infantil e na infância supõe que cada ano adicional de escolaridade materna reduz os riscos de ocorrência do óbito entre menores de cinco anos de idade, sendo a repetição desse formato em regiões com currículos escolares e níveis de qualidade do ensino distintos apontado como evidência de que a aquisição de habilidades por meio do conteúdo formal aprendido na escola pode não ser o aspecto central desse relacionamento (Cleland, 1990; Caldwell, 1994; Cleland, 2010). A escolaridade materna pode constituir fator protetor ao óbito na infância ao longo de toda a distribuição de anos de estudo maternos, tendo em vista que níveis cada vez mais elevados de educação formal podem representar, além de maior entendimento sobre prevenção e cura de doenças, vantagens socioeconômicas importantes para a sobrevivência da criança (Shultz, 2001; Charmarbagwala et al, 2004; Cleland, 2010; Humphries, 2011). Porém, estudos também apontam que esse relacionamento pode não ser linear, podendo existir, inclusive um ou mais limiares que separam efeitos distintos da educação materna sobre a mortalidade infantil e na infância (LeVine et al, 1994; Charmarbagwala et al, 2004; Ahmed & Iqbal, 2007; Humphries, 2011). Em geral, esse *threshold* tem sido mencionado pela literatura como os primeiros anos de estudo (aproximadamente ao final do quarto ano de escolaridade), os quais são relacionados a menor qualidade do ensino e a baixa habilidade cognitiva, produzindo assim efeitos nulos ou até mesmo deletérios à sobrevivência da criança (Ahmed & Iqbal, 2007). Também, sob a suposição de que a aquisição das habilidades mínimas em leitura, escrita e domínio do sistema numérico pela mãe é o que importa para afetar a taxa de mortalidade infantil e na infância, os níveis de educação formal após os primeiros anos da educação básica seriam pouco importantes para afetarem a sobrevivência da criança, seja porque eles adicionam muito pouco à mãe para que a conduta delas alterem os riscos de ocorrência de óbito de seus filhos ou porque em contextos de baixa qualidade do ensino níveis

avançados de escolaridade são pouco eficientes (Charmarbagwala et al, 2004). Esses aspectos relativos ao gradiente socioeconômico e ao *threshold model* na relação entre educação formal materna e mortalidade infantil e na infância são apresentadas e discutidas nos próximos itens.

3.1 Gradiente socioeconômico ou *threshold model*?

O relacionamento entre *status* socioeconômico e saúde tem sido foco de vários estudos da literatura contemporânea (Preston & Taubman, 1994; Deaton, 2001, Adler & Newman, 2002; Marmot, 2007; Zheng & George, 2012). Basicamente, tem sido verificada a existência de um gradiente ou de um *threshold* entre medidas de *status* socioeconômico e variáveis de saúde (Preston & Elo, 1995; Chen, Matthews & Boyce, 2002; Finch, 2003b; Wolf et al, 2010), sendo que, entre as principais medidas de posição socioeconômica, que em geral, são relacionadas às variáveis de morbidade e de mortalidade, figuram a renda, a ocupação e os anos de estudo (Deaton, 2001; Wolf et al, 2010).

O gradiente supõe uma relação na qual quanto maior o *status* socioeconômico do indivíduo melhor a sua condição de saúde (Deaton, 2001; Finch, 2003a; Marmot, 2006). Alguns autores apontam, inclusive, que apesar de contínuo a estrutura dessa relação pode não ser perfeitamente linear, uma vez que tem sido demonstrado que entre indivíduos muito pobres, ganhos adicionais nas condições socioeconômicas afetam mais a saúde do que entre indivíduos que já se encontram no topo da hierarquia social (Adler & Ostrove, 1999; Goldman, 2001; John et al, 2012).

Segundo Cleland (1989; 2010) e Cleland & Kaufmann (1998), a ausência de um *threshold* é justamente o aspecto mais importante a ser considerado no relacionamento entre escolaridade materna e sobrevivência durante a infância. O fato é que baixos níveis de educação formal podem ser suficientes para que a mãe esteja apta a acessar conhecimentos sobre os cuidados com a saúde da criança por meio de outros canais além da escola, como a compreensão de mensagens dos meios de comunicação em massa e de profissionais de saúde

(LeVine et al, 1991; Basu & Stephenson, 2005). Ou seja, baixos níveis de educação já se fazem importantes comparativamente a nenhum nível de escolarização. Uma implicação dessa possível linearidade é que poucos anos de estudo que conferem à mãe habilidades mínimas em leitura e escrita são capazes de afetar a ocorrência do óbito entre menores de cinco anos de idade (Hobcraft, 1993; Cleland, 2010; Fuchs, Pamuk & Lutz, 2010). Outra hipótese é que durante a escolarização primária é construída uma imagem de respeito à autoridade do professor que pode ser transferida a outros atores como os profissionais de saúde, implicando assim, maior adesão dessas mães às prescrições relacionadas aos cuidados com a criança mesmo quando elas possuem poucos anos de estudo (Basu & Stephenson, 2005).

Uma segunda decorrência da relação de dose-resposta entre anos de estudo maternos e mortalidade infantil e na infância, é que níveis educacionais maternos elevados também são capazes de afetar a sobrevivência da criança (Cleland, 2010; Vikram, Desai & Vanneman, 2010). Isso sugere que a conexão entre escolaridade materna e mortalidade durante a infância não ocorre apenas em função do entendimento de mensagens relativas à saúde da criança, mas que também é importante para essa relação os acréscimos nas condições econômicas do domicílio, no empoderamento feminino e na maior interação entre a mãe a criança que a escolaridade materna elevada pode ser capaz de proporcionar (Cleland, 2010).

Ao contrário das teorias que defendem um relacionamento linear entre *status* socioeconômico e saúde, em que ganhos nos indicadores de condições socioeconômicas representam ganhos no *status* de saúde do indivíduo, há o *threshold model*. De acordo com esse modelo, há um limiar de condições socioeconômicas em que elas deixam de produzir benefícios evidentes na saúde do indivíduo (Finch, 2003a; Adler & Stewart, 2010; Wolf *et al*, 2010). No que se refere à relação entre anos de estudo maternos e mortalidade infantil e na infância, alguns estudos apontam que há um limiar de escolaridade materna em que há mudança nos efeitos dessa variável na sobrevivência da criança, sendo esse *threshold*, em geral, apontado como os primeiros anos da educação

materna, denominada em muitos países como a educação primária (Charmarbagwala et al, 2004; Ahmed & Iqbal, 2007; Vikram, Desai & Vanneman, 2010).

Basu & Stephenson (2005) destacam que a educação primária tem sido utilizada como panaceia para muitas questões relacionadas às políticas públicas, como às de saúde. Os autores discutem que é plausível supor que a baixa qualidade da educação, que em geral é oferecida nos países em desenvolvimento, não seja capaz de oferecer às crianças do sexo feminino habilidades que se convertam em maiores níveis de empoderamento que possam influenciar no futuro a sobrevivência de seus filhos. Ahmed & Iqbal (2007) encontraram para os efeitos da educação materna na saúde de menores de cinco anos de idade um *threshold* no ano de estudo igual a cinco, ou seja, desse ponto da distribuição de escolaridade materna em diante houve efeitos estatisticamente significativos (e protetores) na sobrevivência da criança.

Se a escolaridade formal da mãe, ao menos nos menores níveis de ensino, não produzem efeitos na mortalidade infantil e na infância é possível, então, que os conhecimentos em saúde importem mais do que o domínio do alfabeto e do sistema numérico em si (Cleland, 1990; Lindenbaum, Chakraborty & Elias, 1990; Glewwe, 1999). No final do século XIX e início do século XX nos Estados Unidos e na Europa, a educação em saúde que orientou os esforços para o declínio da mortalidade na infância estava fundamentado, entre outros, no entendimento de que era necessário educar as mães em conhecimentos específicos em saúde, sobretudo às relacionadas à alimentação da criança (Ewbank & Preston, 1989; Mokyr & Stein, 1996; Masuy-Stroobant, 2001; Shannon, O'Donnell & Skinner, 2007).

Por outro lado, pensando que os conhecimentos em saúde também podem ser adquiridos por meio dos conteúdos ensinados na escola, que em geral, fazem parte da grade curricular dos níveis educacionais mais avançados, mais uma vez é corroborado o argumento de que os primeiros anos da carreira escolar são pouco eficientes para afetarem o comportamento materno nos cuidados com a

saúde da criança (Ahmed & Iqbal, 2007). Outro aspecto que também pode estar relacionado à nulidade dos efeitos dos primeiros anos da educação primária na mortalidade infantil e na infância é a baixa habilidade cognitiva associada a esses baixos níveis de educação formal. Segundo apontado por alguns autores, há correspondência entre menores níveis de habilidade cognitiva e menor escolaridade (Shearer *et al*, 2002; Rubalcava & Teruel, 2004; Wolf *et al*, 2010), o que para Ahmed & Iqbal (2007) sugere a existência de um limiar a ser superado em habilidades como atenção, memória e a capacidade em resolver problemas para a educação formal materna começar a proteger a criança do óbito durante a infância.

Também é possível que os primeiros anos de estudo maternos sejam prejudiciais à sobrevivência de menores de cinco anos de idade. Nos dados apresentados por Cleland (1990) sobre o risco relativo de óbitos infantis e na infância por escolaridade do pai e da mãe, em regiões como a África, verificou-se, tendo como grupo de referência mães analfabetas, que a escolaridade materna inferior a três anos de estudo elevou o risco de óbito no segundo ano de vida, sendo que a partir desse limiar de escolaridade materna, as probabilidades de ocorrência desses óbitos foram decrescentes. Basu & Stephenson (2005) explicam que é possível que poucos anos de estudo sejam deletérios em vez de protetores à mortalidade durante a infância supondo que a posse incompleta de informações pode gerar condutas inadequadas e prejudiciais à saúde de menores de cinco anos de idade.

Todavia, é possível também que os primeiros anos de estudo da mãe produzam efeitos protetores ao óbito infantil e na infância, mas que, todavia, se convertam em efeitos nulos quando alcançados níveis de ensino mais elevados. Supondo que os primeiros anos de estudo proporcionam condições únicas e suficientes para prover a mãe de habilidades que protejam seus filhos do óbito antes do quinto aniversário, os anos de estudo mais elevados seriam pouco úteis para adicionar benefícios evidentes na saúde das crianças, sobretudo em contextos de baixa qualidade da educação formal (Charmarbagwala *et al*, 2004; Humphries, 2011).

É possível ainda que o relacionamento entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância seja marcado pela existência de mais de um *threshold*. Vikram, Desai & Vanneman (2010), por exemplo, verificaram que o óbito na infância esteve negativamente correlacionado à escolaridade materna igual a zero, tornando-se positivamente correlacionado no grupo de nascidos de mães com poucos anos de educação primária, e em seguida, voltando a se tornar negativamente correlacionado com níveis de educação formal mais elevados.

Esse item discutiu o formato da relação entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância tendo como base a discussão apresentada na literatura sobre as desigualdades socioeconômicas na saúde. Com base no arcabouço teórico do gradiente socioeconômico e do *threshold* model, é possível derivar duas hipóteses para a natureza da relação entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância: a existência de uma relação linear em que um ano a mais de educação formal materna diminui a ocorrência de óbitos entre menores de cinco anos de idade, ou de um relacionamento em que são verificados um ou mais *thresholds* nos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência da criança. Os dados e os métodos que foram utilizados para testar essas duas hipóteses são apresentados no próximo capítulo.

4 DADOS E MÉTODOS

Esse capítulo apresenta os dados e métodos utilizados para a identificação da natureza do relacionamento entre a escolaridade da mãe e marcadores da saúde de crianças menores de cinco anos de idade no Brasil. São detalhados os procedimentos adotados para a reunião das informações necessárias para o alcance dos objetivos propostos em uma única base de dados e para cada ponto no tempo considerado nesse estudo. Ademais, com base no referencial teórico dessa tese, são apresentadas as variáveis incluídas, suas possibilidades e limitações. Esse capítulo também apresenta a justificativa da escolha dos métodos empregados, bem como as etapas que compuseram a metodologia de trabalho.

4.1 Dados

As pesquisas conduzidas no Brasil pelo projeto internacional *Demographic and Health Survey* (DHS) representam boas alternativas de bases de dados populacionais que incluem histórias de nascimentos e um amplo conjunto de variáveis relacionadas à criança, à mãe e à atenção recebida no pré-natal e no parto (Berquó, 2008). A disponibilidade de informações como essas, de boa qualidade, e reunidas em uma única base de dados nas histórias de nascimentos é escassa (Camarano, 1992; Miranda-Ribeiro, Rios-Neto & Carvalho, 2009), o que justifica ainda mais a utilização dos dados da DHS para pesquisas que necessitam desse tipo de informação. Foram utilizadas na tese as informações da Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar (PNSMIPF) de 1986, da Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (PNDS) de 1996 e da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS) de 2006.

A Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar (PNSMIPF) foi realizada em 1986 sob a coordenação da Sociedade Civil Bem-

Estar Familiar no Brasil (BEMFAM) no âmbito da primeira fase do programa mundial *Demographic and Health Survey* (DHS). Essa pesquisa teve como objetivo coletar dados sobre fecundidade, planejamento familiar e saúde da mãe e da criança, e constituiu primeiro estudo sobre o comportamento reprodutivo feminino em nível nacional (BEMFAM & Macro International, 1987).

A amostra da PNSMIPF é uma subamostra da PNAD 1984, e foi desenhada para serem obtidas estimativas independentes de seis regiões: Rio de Janeiro (Estado do Rio de Janeiro), São Paulo (Estado de São Paulo), Sul (estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul), Centro-Leste (estados de Minas Gerais e Espírito Santo), Distrito Federal (Distrito Federal) e Nordeste (estados do Maranhão, Piauí, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Ceará, Alagoas, Sergipe e Bahia). A amostra também incluiu áreas urbanas da Região Norte (Estados do Amazonas e Pará) e da Região Centro-Oeste (Goiás, Mato Grosso, e Mato Grosso do Sul). As áreas rurais das Regiões Norte e Centro-Oeste e a população do Estado do Acre e dos territórios de Rondônia, Roraima e Amapá não foram incluídas na pesquisa.

A constituição da amostra da PNSMIPF apresentou dois estágios: sorteio de setores censitários, e dentro deles, seleção dos domicílios. Foram identificadas 6.733 mulheres de 15 a 44 anos em um total de 8.519 domicílios. Ao final da pesquisa, que foi conduzida entre maio e agosto de 1986, foram realizadas 5.892 entrevistas completas com mulheres em idade fértil em 8.408 domicílios. A pesquisa incluiu perguntas sobre casamento e exposição à concepção, intenção de engravidar e planejamento da gravidez, fecundidade, anticoncepção, prática e demanda de serviços de esterilização, experiência sexual e uso de anticoncepcionais entre mulheres de 15 a 24 anos de idade, mortalidade infantil e na infância e saúde da mãe e da criança, e estudo antropométrico para a Região Nordeste do Brasil.

A sessão de fecundidade incluiu histórias de nascimentos de todos os filhos tidos das mulheres entrevistadas. As histórias de nascimentos reuniram informações sobre sexo da criança, data de nascimento, condição de sobrevivência e idade na

época da entrevista, idade na época do óbito e se os sobreviventes viviam ou não com a entrevistada. A pesquisa coletou informações sobre a assistência pré-natal e no parto para nascimentos ocorridos nos cinco anos anteriores à data da entrevista (a partir de 1º de janeiro de 1981), bem como informações sobre cobertura vacinal, prevalência e tratamento recebido para a diarreia. Também foi incluído na PNSMIPF estudo antropométrico de peso e altura de crianças de zero a 59 meses.

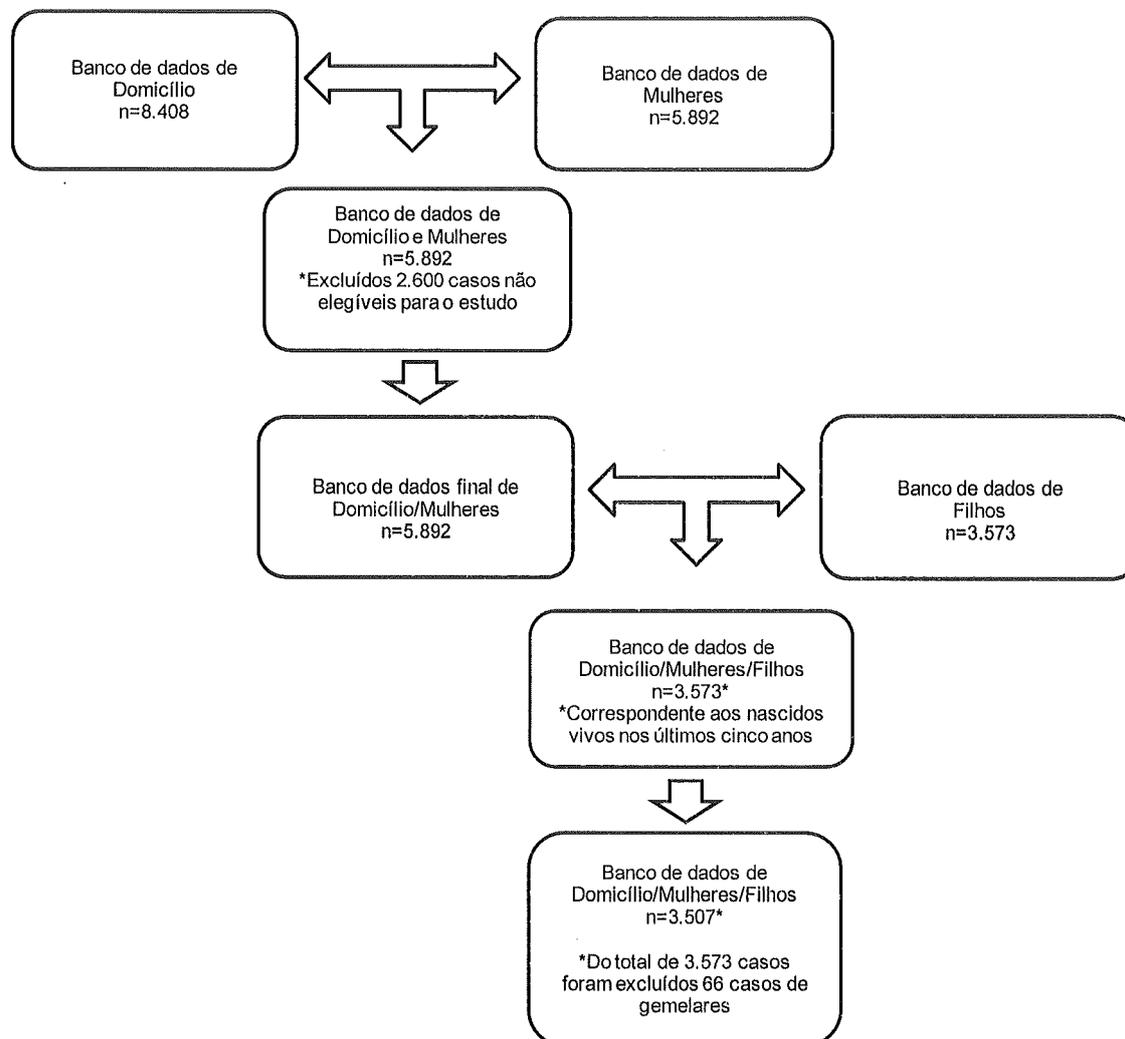
As informações coletadas nas DHS são disponibilizadas em arquivos separados (arquivo de domicílios, de mulheres, de crianças e de medidas antropométricas). Sendo assim, para reunir em uma única base de dados informações das histórias de nascimentos e das características maternas, foi preciso proceder à junção das bases de dados de interesse.

Inicialmente, foram relacionados os bancos de dados de Domicílios e de Mulheres. Do total de 8.408 domicílios, foram excluídos 2.600 casos não elegíveis para o estudo, totalizando 5.892 casos de mulheres de 15 a 44 anos de idade relacionadas às informações de seus respectivos domicílios (FIG.1).

Em seguida, houve a junção dessa base de dados com as informações dos filhos, resultando em um banco de dados de 3.573 casos de nascidos vivos nos últimos cinco anos, tendo sido excluídos 2.319 casos de filhos tidos antes de 1º de janeiro de 1981 (FIG.1).

Do total da base de dados composta por 3.573 casos de filhos nascidos vivos nos últimos cinco anos relacionados às informações domiciliares de suas mães, foram excluídos 66 casos de gemelares. Esse procedimento se fez necessário tendo em vista os maiores riscos de mortalidade apresentados por essas crianças com relação aos nascidos vivos únicos, o que poderia enviesar as estimativas de mortalidade. Concluindo, ao final do procedimento das junções das bases de dados, chegou-se a um total de 3.507 casos de nascidos vivos único nos cinco anos anteriores à data da pesquisa e relacionados às informações domiciliares maternas (FIG.1).

Figura 1 – Fluxograma do relacionamento dos bancos de dados de Domicílios, Mulheres e Crianças da Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar (PNSMIPF), Brasil, 1986



Fonte dos dados básicos: PNSMIPF, 1986.

Na sequência de rodadas do projeto *Demographic and Health Survey* (DHS) no Brasil, foi utilizada no presente estudo a Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (PNDS) de 1996 que faz parte da terceira fase desse programa internacional. A PNDS 1996, que também foi coordenada pela BENFAM, visou atualizar para o Brasil indicadores relacionados aos níveis de fecundidade e mortalidade infantil e materna, anticoncepção, saúde da mãe e da criança, e conhecimento e atitudes relacionadas às doenças sexualmente transmissíveis (DST) e AIDS.

Assim como a PNSMIPF 1986, a amostra da PNDS 1996 foi originária de subamostra da PNAD (dessa vez, a PNAD 1995), com representatividade para as regiões do Rio de Janeiro, São Paulo, Sul, Centro-Leste e Nordeste, além da área urbana na Região Norte. A PNDS 1996 também assegurou representatividade para os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Norte, Bahia, Pernambuco, Ceará e Rio Grande do Sul, e continuou sendo uma amostra probabilística selecionada aleatoriamente em dois estágios (setores censitários e domicílios).

A PNDS 1996 também avançou em termos de abrangência e representatividade de sua amostra. Foram selecionados 16.451 domicílios, tendo sido realizadas entrevistas completas em 13.283 deles. Nos domicílios amostrados foram localizadas 14.579 mulheres, sendo que 86% delas responderam ao questionário da pesquisa, totalizando 12.612 entrevistas de mulheres de 15 a 49 anos.

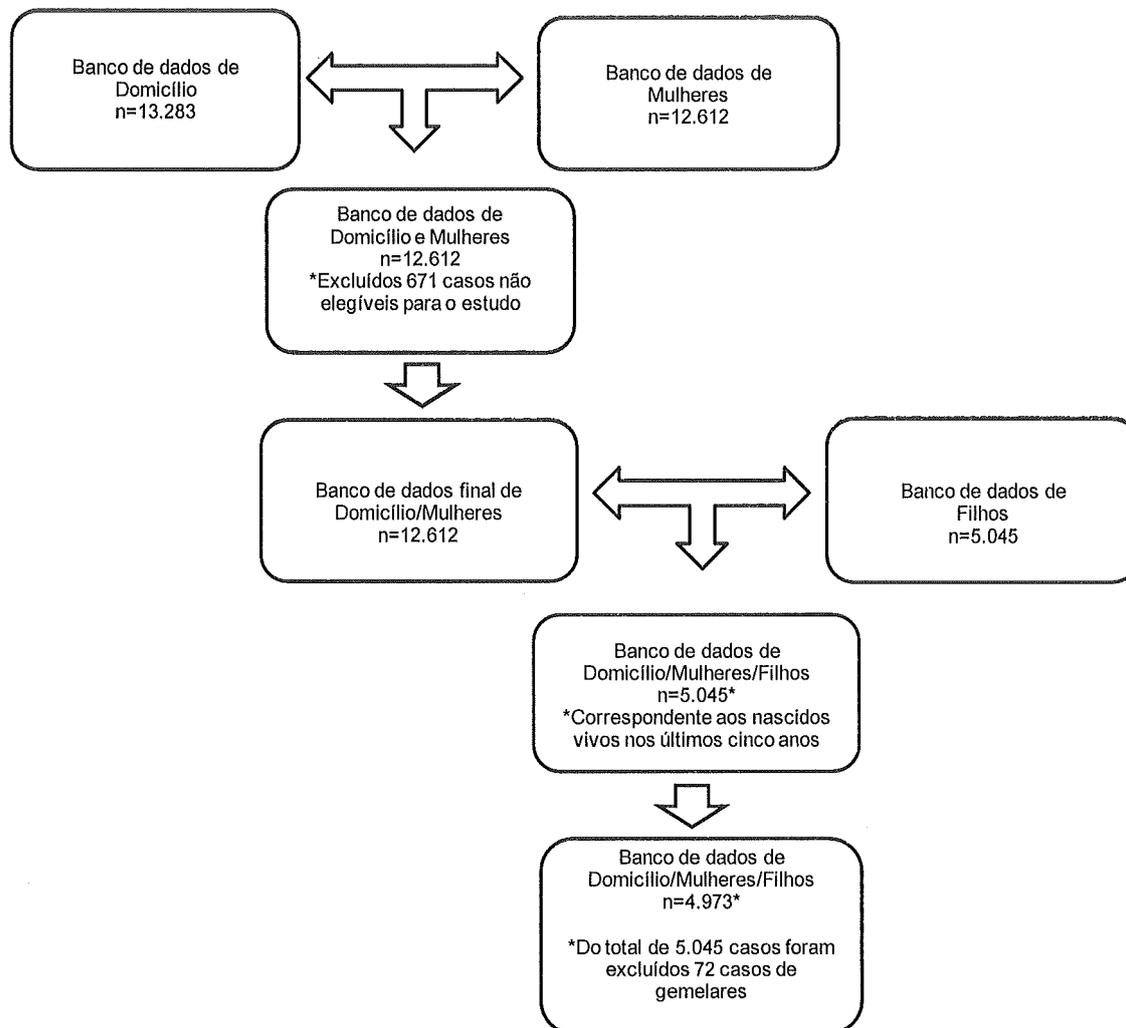
No questionário de mulheres foram incluídas perguntas relacionadas às características da entrevistada, reprodução, anticoncepção, casamento e atividade sexual, planejamento da fecundidade, DST/AIDS, mortalidade materna, gravidez e amamentação, imunização e saúde, antropometria, características do marido, ocupação e residência. A história de nascimentos da PNDS 1996 incluiu características dos filhos tidos (sexo, data de nascimento, idade atual e condição de sobrevivência), e para os que nasceram vivos e faleceram posteriormente, indagou-se a idade ao morrer. No que se refere à saúde da mulher e da criança, foram incluídas perguntas sobre a assistência ao pré-natal e parto, imunização durante a infância, prevalência de infecções respiratórias agudas (IRA) e diarreia,

sendo ambas as informações para crianças nascidas a partir de 1º de janeiro de 1991. Adicionalmente, a PNDS 1996 incluiu uma subamostra de homens e que correspondeu a 25% dos domicílios. Foram entrevistados 2.949 homens de 15 a 59 anos, e que foram inquiridos sobre reprodução, anticoncepção, casamento e atividade sexual, planejamento da fecundidade, DST/AIDS, mortalidade materna e características socioeconômicas.

Assim como realizado para a PNSMIPF 1986, procedeu-se à junção das bases de dados componentes da PNDS 1996 de interesse dessa tese. Inicialmente, a base de dados de Domicílios (13.283 casos) foi unida à base de dados de Mulheres (12.612 casos), resultando em uma base de dados de 12.612 informações de mulheres de 15 a 49 anos relacionadas às suas respectivas informações domiciliares. Nesse procedimento, foram excluídos 671 casos não elegíveis para o estudo (FIG.2).

Em seguida, a base de dados de Domicílios/Mulheres foi unida à base de dados de Filhos, resultando em uma base de dados de 5.045 casos de nascidos vivos nos cinco anos anteriores à data da pesquisa (nascidos a partir de 1º de janeiro de 1991), relacionados às informações de suas mães e respectivos domicílios. Desse total, foram excluídos 72 casos de nascidos vivos gemelares, o que resultou em uma base de dados final de 4.973 casos de nascidos vivos relacionados às informações de suas mães e domicílios para todo o Brasil (FIG.2).

Figura 2 – Fluxograma do relacionamento dos bancos de dados de Domicílios, Mulheres e Crianças da Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (PNDS), Brasil, 1996



Fonte dos dados básicos: PNDS, 1996.

Dez anos mais tarde, dentro da quinta fase do programa mundial Measure Demographic and Health Survey (DHS), foi realizada a Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde 2006 (PNDS) no Brasil. Conduzida pelo Centro Brasileiro de Análise e Planejamento (CEBRAP) e instituições parceiras, essa pesquisa continuou a oferecer informações sobre os níveis de fecundidade, atividade

sexual e anticoncepção, assistência à gestação e ao parto, morbidade feminina e infantil, e estado nutricional de menores de cinco anos de idade. Ademais, a PNDS 2006 também incluiu indicadores sobre acesso a medicamentos, micronutrientes e segurança alimentar nos domicílios (acesso à alimentação em quantidade suficiente e qualidade adequada), e marcadores biológicos com a coleta e análise laboratorial de amostras de sangue para dosagens de Vitamina A e de Hemoglobina em mulheres e crianças.

Também houve mudanças na constituição da amostra da PNDS 2006. Ela foi construída com base em uma amostra probabilística complexa de domicílios obtida em dois estágios, sendo as unidades primárias (UPA's) os setores censitários e, as unidades secundárias (USA's), os domicílios particulares. A seleção das UPA's seguiu a mesma divisão de setores utilizada pelo Censo Demográfico 2000; já a seleção das USA's apoiou-se no cadastro de domicílios arrolados em cada setor censitário.

Na PNDS 2006, foram coletadas informações de 14.617 domicílios e de 15.575 mulheres de 15 a 49 anos. Ao contrário das pesquisas anteriores do projeto DHS no Brasil, a amostra da PNDS 2006 foi representativa para as cinco macrorregiões do país (Região Norte, Região Nordeste, Região Sudeste, Região Centro-Oeste e Região Sul) e em seus contextos urbano e rural.

Assim como nas rodadas de 1986 e de 1996, as bases de dados da PNDS 2006 foram disponibilizadas em arquivos separados, porém, com algumas modificações no agrupamento das informações. As histórias de gravidezes e perdas (ocorridas a partir de 1º de janeiro de 2001) foram agrupadas em arquivo distinto ao das histórias de nascimentos na PNDS 2006, e para fins dessa tese, elas foram unidas no procedimento de junção das bases de dados de interesse.

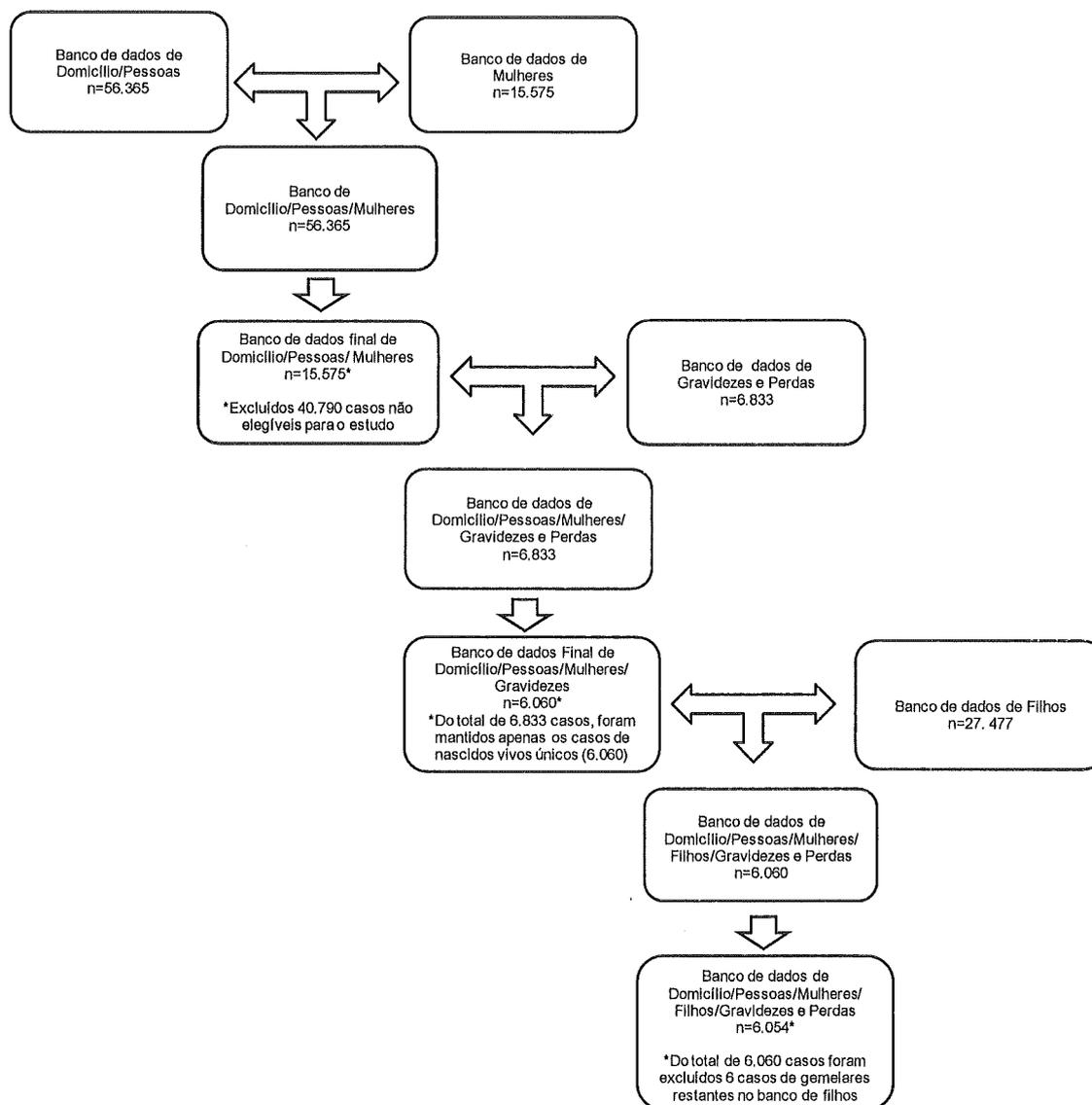
Inicialmente, realizou-se o relacionamento dos bancos de dados de Domicílio/Pessoas e o banco de dados de Mulheres. Do total de 56.365 casos, foram mantidas apenas as mulheres de 15 a 49 anos, tendo sido, portanto, excluídos 40.790 casos de respondentes não elegíveis para o estudo. Ao final da

junção, foram totalizados 15.575 registros correspondentes às mulheres e suas respectivas informações domiciliares (FIG. 3).

Em seguida, foram relacionados os bancos de dados já unidos, conforme descrito, com as informações do banco de informações de gravidezes (6.833 registros). Do total de 15.575 casos, foram excluídos 8.742 referentes àquelas mulheres que nunca tiveram filhos ou que os tiveram antes de 2001. Ao final, este banco de dados ficou composto por 6.833 casos (FIG. 3).

Finalmente, para proceder à junção dos bancos de dados de Domicílio/Pessoas/Mulheres/Gravidezes e de Filhos, estes registros foram ordenados pelo número de identificação da mulher no domicílio (cm000_nque) e pela variável comum, construída com base nas informações de data de nascimento e de término da gravidez, em cada um dos dois bancos de dados. Em seguida, procedeu-se à junção, dos 27.477 registros de Filhos e 6.060 registros de Domicílio/Pessoas/Mulheres/Gravidezes, que deu origem a um banco de dados de 6.060 casos de nascidos vivos únicos, após a exclusão de 21.417 casos de filhos nascidos antes de 2001. Adicionalmente, foram excluídos seis casos de gemelares identificados no banco de dados de Filhos, totalizando, ao final, um banco de dados de 6.054 casos de nascidos vivos únicos a partir de 1º de janeiro de 2001 (FIG. 3).

FIGURA 3: Fluxograma do relacionamento dos bancos de dados de Domicílio/Pessoas, Mulheres, Filhos, Gravidezes e Perdas da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS), Brasil, 2006



Fonte dos dados básicos: PNDS 2006.

As bases de dados das rodadas no Brasil do programa mundial *Demographic and Health Survey* foram construídas com base em amostragem probabilística complexa de domicílios obtida em dois estágios (sorteio de conglomerados de setores dentro de estratos e sorteio de domicílios nesses setores). Uma amostra de desenho complexo é a combinação de vários métodos probabilísticos de amostragem para seleção de uma amostra representativa da população (Szwarcwald & Damacena, 2008) e requer alguns cuidados ao proceder às análises dos dados. Estudos indicam que ignorar o desenho amostral, sob a suposição da amostragem aleatória simples (AAS), pode gerar incorreções nas estimativas médias e suas respectivas variâncias, e comprometer, sobretudo, os testes de hipóteses (Silva, Pessoa & Lila, 2002; Battisti, 2008; Szwarcwald & Damacena, 2008).

Nessa tese, as estimativas geradas (proporções, médias, erros padrões e intervalos de confiança) considerando o plano amostral foram comparadas às respectivas estimativas que pressupõem uma AAS e, também, àquelas obtidas por meio da utilização do peso amostra, sendo os resultados apresentados no Anexo. De um modo geral, verificou-se que na PNSMIPF 1986, PNDS 1996 e PNDS 2006 o impacto do plano amostral delineado foi maior nas estimativas de variabilidade (erros padrões e intervalos de confiança) do que nas estimativas pontuais (médias e proporções), ainda que algumas exceções tenham se destacado.

Pensando então, nas análises descritivas, optou-se em utilizar apenas os pesos amostrais para as três pesquisas. Eles que já se encontram disponíveis nas bases de dados de 1986, 1996 e 2006 podem ser empregados facilmente por meio de rotinas de pacotes estatísticos específicos, como o STATA versão 10 (comando *tab nome da variável [iweight=peso amostral e sum nome da variável [iweight=peso amostral]]*). Ademais, a incorporação do peso amostral é recomendada para a obtenção de estimativas que não sejam viciadas e, também, válidas para a toda a população (Silva, Pessoa e Lila, 2002; Battisti, 2008). Para os modelos de regressão, optou-se em utilizar as variáveis utilizadas no delineamento da amostra complexa como controle.

Para a PNSMIPF 1986, o plano amostral complexo foi incorporado por meio das variáveis V101, que representa a região de residência do respondente (estratos), e a variável V004, que identifica as unidades primárias de estratificação (setores censitários). Como fator de expansão da amostra (peso) utilizou-se a variável V005, que corresponde ao peso amostral normalizado, de modo que o número ponderado de casos é idêntico ao número de casos não ponderados. Essa variável apresenta oito dígitos e seis casas decimais, e segundo recomendação do dicionário de variáveis da PNSMIPF 1986, antes da utilização desse fator, ele deve ser dividido por 1.000.000 (Measure DHS, 1998).

Na PNDS 1996, o plano amostral foi recomposto por meio da variável V023, que define as unidades geográficas básicas dentro das quais a amostra foi desenhada (estrato) e pela variável V021, que corresponde às unidades primárias de estratificação (setores censitários) (Measure DHS, 2008). Assim como na PNSMIPF 1986, foi utilizada a variável V005 como fator de expansão da amostra (peso).

Seguindo a recomendação do relatório técnico da PNDS 2006, para incorporar as informações do plano amostral delineado para a pesquisa foram utilizadas as variáveis cd002-Conglomerado e cd003-Estrato, que correspondem, respectivamente, à informação dos setores censitários e à informação do estrato (combinação entre as cinco grandes regiões e área urbana e rural). Com relação ao fator de expansão da amostra (peso), também de acordo com o relatório técnico da PNDS 2006, o indicado para análises que envolvam informações de mulheres é a utilização do peso para a mulher (variável xm999_Peso). Para as análises foi utilizado o fator normalizado, dividindo-se cada peso pelo somatório desse fator. Assim, as estatísticas ficaram com o mesmo número da amostra (Centro Brasileiro de Análise e Planejamento, 2008).

4.2 Variáveis

Com base nas informações contidas na PNDS 1986, 1996 e 2006 foram selecionadas variáveis que expressassem alguns dos principais canais de atuação da escolaridade materna na mortalidade infantil e na infância. A variável escolaridade materna, que constitui variável independente central dessa tese, foi construída de duas formas: categorias de anos de estudo ('Sem escolaridade', 'Anos iniciais do ensino fundamental', 'Anos finais do ensino fundamental', 'Ensino médio' e 'Graduação ou mais') e anos de estudo completados com sucesso pela mãe. Foram considerados como anos iniciais do ensino fundamental de um a quatro anos de estudo, os anos finais do ensino fundamental de cinco a oito anos de estudo, o ensino médio de nove a 11 anos de estudo, e a graduação ou mais a escolaridade igual ou superior a 12 anos de estudo. No caso dos anos de escolaridade maternos na PNDS 2006 as informações disponíveis na base de dados não apresentam cálculo dos anos de estudo discretos para mulheres com curso superior e mais, sendo todas essas informações encontradas reunidas no último ponto da distribuição de escolaridade materna ('12 anos de estudo e mais'). Com relação às variáveis dependentes, para cada desfecho de interesse (mortalidade neonatal precoce, mortalidade neonatal, mortalidade pós-neonatal, mortalidade infantil e mortalidade na infância) de 1986 a 2006, foram construídas variáveis de resposta binária, sendo zero (0) a não ocorrência e um (1) a ocorrência do óbito.

Como característica materna, foi calculada a variável idade da mãe ao ter o filho, sendo posteriormente categorizada ('10 a 19', '20 a 29', '30 a 34' e '35 anos e mais'). Nas bases de dados de 1986 e 1996, a idade da mãe ao ter o filho foi calculada com base no *Century Month Code* (CMC). O CMC é utilizado nas DHSs para cálculo de datas, e relaciona o número de meses e o número de anos para um determinado século ($CMC = YY * 12 + MM$). Para calcular a idade da mãe ao ter o filho, foi utilizada a diferença entre o CMC da data de nascimento da mãe e o CMC da data de nascimento da criança aplicada à fórmula que retorna ao ano do CMC ($YY = \text{int}((CMC - 1) / 12) * -1$). Na PNDS 2006 calculou-se a idade da mãe ao

ter o filho, com base nas informações da idade da mulher, da data de realização da entrevista e da data de nascimento do filho.

Como característica da criança foi incluída apenas a variável sexo, já que informações importantes como o peso ao nascer e a idade gestacional da criança não se encontram presentes em todas as bases de dados utilizadas.

Quanto aos aspectos da saúde reprodutiva da mãe, foram selecionadas as variáveis parturição ('1-2' e '3 e mais'), intervalo intergenésico anterior em meses ('1º filho', '10 a 14', '15 a 35' e '36 e mais'), e a parturição ('1 a 2' e '3 e mais'), incluído o nascido vivo de referência. Foi incluída a variável se fez pré-natal ('sim' e 'não') como aspecto relacionado à atenção recebida pela mãe durante a gravidez.

No que se refere à exposição da mãe à informação, para os três pontos no tempo considerados foram selecionadas variáveis de exposição à mídia impressa e televisiva: se ouve rádio todos os dias ('sim' e 'não'), se assiste televisão toda semana ('sim' e 'não') e se lê jornais pelo menos uma vez na semana ('sim' e 'não'). Como característica do ambiente de desenvolvimento da criança, foi adicionada a variável origem da água para consumo do domicílio ('Rede geral' e 'outro') e esgotamento sanitário adequado ('sim' e 'não'), tendo sido considerados como adequados aqueles domicílios com banheiro ligados à rede de esgoto ou fossa séptica.

Por fim, para expressar a dimensão relacionada ao mercado de casamentos, foram incluídos os anos de estudo do cônjuge/companheiro da mãe da criança, completados com sucesso. Para 1986 e 1996 essa variável já estava contida nas bases de dados, mas para 2006, foi preciso calculá-la com base no grau e na série concluídos com sucesso pelo cônjuge/companheiro.

4.3 Métodos e operacionalização

Para o teste das hipóteses derivadas do gradiente socioeconômico e do threshold model, a variável escolaridade materna foi utilizada em seu nível contínuo (anos de estudo discretos) e categórico (anos iniciais e finais do ensino fundamental, ensino médio e graduação e mais) de mensuração. Para o teste dessas hipóteses foram utilizados modelos de regressão de Poisson e *splines* em três análises distintas.

A regressão de Poisson foi útil para explorar, na Análise 1, o efeito médio dos anos de estudo discretos da mãe na sobrevivência da criança, e na Análise 2, o efeito das categorias de escolaridade materna na mortalidade infantil e na infância. Já os modelos de regressão *spline* testaram a relação não linear entre os anos de estudo maternos e a ocorrência/não ocorrência do óbito infantil, para a identificação de pontos de quebra na curva de anos de estudo da mãe que separam efeitos distintos dos anos de estudo da mãe na sobrevivência da criança. Nos próximos itens esses dois métodos são apresentados, dando destaque para as suas potencialidades e limitações de uso, e de como eles contribuíram para o alcance dos objetivos dessa tese por meio das três análises propostas.

4.4.1 Modelos de Regressão de Poisson

Quando a variável resposta do modelo é dicotômica e se pretende ajustar por um grupo de fatores associados, em geral são escolhidos modelos de regressão logística binária (Zou, 2004; Coutinho, Scazufca & Menezes, 2008). Porém, em estudos que utilizam bases de dados de corte transversal (estudos de prevalência), as razões de chance estimadas pelos modelos logísticos binários podem superestimar o efeito das covariáveis sobre a variável resposta (Barros & Hirakata, 2003; Zou, 2004; Coutinho, Scazufca & Menezes, 2008). Nesses casos, medidas de razões de prevalência são preferíveis às medidas de razões de chances, e elas podem ser obtidas por meio ou da transformação dessas *odds*

ratios em razões de prevalência ou do emprego de modelo estatísticos específicos (Rodrigues, 2008; Zhang & Yu, 1998). Entre os modelos que têm sido sugeridos para estimar razões de prevalência e seus respectivos intervalos de confiança diretamente, se encontram os modelos de regressão de Poisson (Barros & Hirakata, 2003; Zou, 2004; Parodi & Bottarelli, 2006).

Com relação à formalização desses modelos, a EQ.1 expressa o relacionamento entre taxa e risco, onde λ representa a taxa inicial do evento na coorte:

$$R = 1 - e^{\int -\lambda(t) dt} \quad (1)$$

De acordo com a EQ.2, esta associação pode ser considerada linear, sendo λ a taxa média, que pode ser estimada pela razão entre os eventos observados O , e a corresponde soma dos eventos no intervalo de tempo m , conforme especificado na EQ.3:

$$R \cong \lambda t \quad (2)$$

$$\hat{\lambda} = \frac{O}{\sum_{i=1}^N t_1} = \frac{O}{m} \quad (3)$$

A razão de prevalência pode ser estimada pela razão entre as taxas no grupo dos expostos (λ_1) e no grupo dos não expostos (λ_2), de acordo com a EQ.4:

$$\hat{RP} = \frac{\hat{\lambda}_1}{\hat{\lambda}_2} \quad (4)$$

Quando eventos raros são considerados, a distribuição de Poisson é definida conforme expresso na EQ.5, onde o parâmetro μ é o parâmetro desconhecido e pode ser estimado pelo número de eventos:

$$P(O) = \frac{\mu^O e^{-\mu}}{O!} \quad (5)$$

O modelo de regressão de Poisson, que pertence à família dos Modelos Lineares Generalizados (MLG), é especificado, então, na EQ.6, e sua função de ligação, na EQ.7:

$$g[E(Y | \beta, x)] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (6)$$

$$P(Y | \beta, x) = \frac{\mu^Y e^{-\mu}}{Y!} \quad (7)$$

Nessa tese, os modelos de regressão de Poisson são estimados tendo como variável dependente a ocorrência/não ocorrência do óbito no período neonatal precoce, neonatal, pós-neonatal, mortalidade infantil e mortalidade na infância, ajustados pelos fatores associados selecionados.

Alguns trabalhos indicam que os modelos de regressão de Poisson com variância robusta apresentam resultados bem próximos às razões de prevalência ajustadas pelo método de Mantel-Haenzsel, que é utilizado como referência para as estimativas (Barros & Hirakata, 2003; Coutinho, Scazufca & Menezes, 2008;), tendo sido esses modelos escolhidos para gerar os modelos de regressão por meio do comando no pacote estatístico STATA, versão 11.

Os modelos multivariados, tanto na Análise 1 quanto na Análise 2 foram construídos com base na entrada dos fatores associados por blocos. O primeiro modelo incluiu o fator associado de interesse da tese (escolaridade da mãe) expressa em categorias ou anos de estudo discretos. Na sequência, foi adicionada a variável relacionada à característica materna (idade da mãe ao ter o filho), e no terceiro modelo o sexo da criança como característica do filho. O quarto modelo adicionou as variáveis relacionadas ao histórico reprodutivo da mãe, o quinto modelo incluiu a utilização de serviço de pré-natal como variável de

atenção recebida durante a gravidez, e no sexto modelo foram aduzidas às análises as variáveis relativas à exposição à informação. No sétimo modelo foram incluídas as variáveis relativas às características do domicílio de desenvolvimento da criança, e no oitavo e último modelo os anos de estudo do cônjuge ou companheiro da mãe, como variável relacionada ao mercado de casamentos.

A medida de risco estimada pelo modelo de regressão de Poisson pode ser interpretada como a prevalência da condição de interesse no grupo de expostos em relação à prevalência no grupo dos não expostos (Morton, Hebel & McCarter, 2001; Francisco et al, 2008; Hilbe, 2009). A fim de se obter o comportamento dos efeitos dos anos de estudo maternos antes e após a adição das covariáveis, as razões de prevalência foram comparadas quanto à sua magnitude e significância estatística nos modelos e também no tempo.

4.4.2 Modelos de Regressão ajustado por uma função *spline* linear

A modelagem de relacionamentos não lineares por meio de simples transformações como a adição de termos quadráticos e o uso de categorias, pode produzir resultados insatisfatórios em modelos preditivos (Harrell Jr, 2001; Orsini & Greenland, 2011). Alternativas mais robustas, porém flexíveis, e que envolvem transformações suavizadas da covariável de interesse têm sido propostas (Molinari, Daurès & Durand, 2001; Royston & Sauerbrei, 2007; Orsini & Greenland, 2011), e entre elas figuram as regressões *splines* (Harrell Jr, 2001; Tadano, Ugraya & Franco, 2009).

Modelos de regressões *splines* se diferenciam quanto ao grau da função polinomial que é ajustada. A função de grau um é a *spline* linear, a função de grau dois é a *spline* quadrática, e a função de grau três é a *spline* cúbica. A *spline* linear é a mais simples e aplicável a uma série de formatos de relacionamentos (Stata Corporation, 2009; Orsini & Greenland, 2011), tendo sido ela a escolhida para a Análise 3.

Os modelos de regressão *spline* linear estimam o relacionamento entre a variável preditora e a variável resposta em segmentos lineares de uma função. O aspecto central desse modelo é que em cada segmento os efeitos de X sobre Y são os mesmos, porém, entre esses “pedaços” há nós que separam efeitos distintos da variável independente sobre a dependente.

A especificação geral do modelo de regressão *spline* linear, supondo a existência de um ponto de quebra, se encontra na EQ. 8:

$$Y_t = a_0 + b_0 X_t + D b_1 (X - t) + e_t \quad (8)$$

Sendo o conjunto de variáveis dummies antes (0) e depois (1) de alcançarem o ponto de quebra t :

$$D = \begin{cases} 0 & \text{se } x < t \\ 1 & \text{se } x \geq t \end{cases} \quad (9)$$

E a especificação geral do modelo de regressão *spline* linear, supondo a existência de mais de um ponto de quebra (EQ.10):

$$Y_t = a_0 + b_0 X_t + \sum_{i=1}^k D_i b_i (X_t - t_i) + e_t \quad (10)$$

Sendo o conjunto de variáveis dummies antes (0) e depois (1) de alcançarem os pontos de quebra t_i :

$$D = \begin{cases} 0 & \text{se } x < t_i \\ 1 & \text{se } x \geq t_i \end{cases} \quad (11)$$

A escolha dos pontos de quebra da curva que separam esses efeitos é fundamental para o teste das hipóteses derivadas do *threshold model*. Há métodos em que os nós são fornecidos iterativamente, conforme proposto por Royston & Sauerbrei (2007). Todavia, em casos como esse a mecânica do método não permite testar livremente os efeitos das variáveis independentes

sobre a dependente considerando vários pontos de quebra da curva, o que poderia ser uma limitação importante ao teste das hipóteses propostas por essa tese.

Para maior liberdade na atribuição dos nós, Song (2012) propõe a seleção de modelos de regressão linear *spline* com base no Critério de Informação de Akaike (AIC), e assim, obter o número e a localização ótima dos nós das curvas. O AIC é um estimador assintótico que tem sido utilizado para a seleção de modelos (Çetin & Erar, 2002; Schmidt & Makalic, 2008; Guedes *et al*, 2010). Desenvolvido por Akaike (1973), o AIC seleciona modelos que minimizam a EQ.12:

$$AIC = n(\log \hat{\sigma}^2 + 1) + 2p \quad (12)$$

Onde p representa o número de parâmetros e $\hat{\sigma}^2$, a variância do modelo estimado. Na comparação de modelos, o objetivo é alcançar um valor mínimo de AIC.

Em vez da interpretação direta das razões de prevalência para cada segmento entre os pontos de quebra na curva, foram obtidos seus efeitos marginais que representam os efeitos da escolaridade materna em um segmento da distribuição com relação ao seu antecessor. As estimativas das razões de prevalência marginais e os valores de AIC para cada modelo foram obtidos por meio do software STATA versão 11. Ele também permite definir múltiplos nós, sendo as duas formas que têm sido propostas a definição dos pontos de quebra da curva por meio da partição da distribuição em nós igualmente espaçados e por meio da divisão dos dados em percentis (Stata Technical Bulletin, 1993; Stata Corporation, 2009). Para verificar se há mais de um *threshold* no relacionamento entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância, foram utilizados esses dois métodos, considerando a divisão dos dados em cinco partes iguais (quatro nós) e cinco percentis (quatro nós).

Portanto, os valores de AIC dos modelos com um único nó localizado nos anos de estudo maternos discretos e dos modelos com quatro nós definidos com base na distância equitativa entre eles e nos percentis, foram comparados aos valores de

AIC obtidos nos modelos de regressão de Poisson clássicos, ou seja, supondo a inexistência de pontos de quebra da curva.

O QUADRO 1 sumariza as três análises estatísticas empregadas nessa tese para a verificação das duas hipóteses para o formato do relacionamento entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância:

- 1) Reduções nos níveis de mortalidade infantil e na infância são obtidas com aumento na escolaridade materna;
- 2) Há um ou mais *thresholds* nos efeitos da escolaridade materna na mortalidade infantil e na infância.

QUADRO 1 – Síntese dos modelos empregados na análise empírica, objetivos e hipóteses associadas

Modelo	Objetivo	Hipótese(s) testada(s)
Regressão de Poisson com escolaridade materna contínua	Obter efeitos médios de anos adicionais na escolaridade materna sobre a mortalidade infantil e na infância	Reduções nos níveis de mortalidade infantil e na infância são obtidas com aumento na escolaridade materna
Regressão de Poisson com escolaridade materna categórica	Verificar níveis de ensino críticos entre efeitos distintos da escolaridade materna sobre a mortalidade infantil e na infância	Há um ou mais <i>thresholds</i> nos efeitos da escolaridade materna na mortalidade infantil e na infância
Regressão <i>Spline</i> linear	Verificar anos de estudo críticos entre efeitos distintos da escolaridade materna sobre a mortalidade infantil e na infância	Há um ou mais <i>thresholds</i> nos efeitos da escolaridade materna na mortalidade infantil e na infância

Em linhas gerais, as três análises propostas podem ser consideradas complementares. Utilizar a escolaridade materna em seu nível contínuo de mensuração em um modelo de regressão clássico é útil para acessar a variação média na prevalência do óbito infantil e na infância com acréscimos na escolaridade materna, em cada ano de estudo, conforme previsto pela hipótese relacionada à teoria do gradiente socioeconômico. Todavia, a linearidade subjacente a esses métodos de regressão supõe que ao longo de toda a distribuição de anos de estudo da mãe os efeitos na sobrevivência infantil e na infância são os mesmos. Uma forma de compensar essa limitação com base,

também, em modelos de regressão de Poisson, é utilizar a escolaridade materna em sua forma categórica de mensuração. Nesse caso, é possível captar efeitos distintos da escolaridade materna na sobrevivência infantil e na infância, ainda que se esteja tratando de níveis de ensino e não de anos de estudo discretos. A utilização de categorias de escolaridade materna permite verificar como se comporta a prevalência do óbito infantil e na infância entre elas, e no que se refere à magnitude e à significância estatística dessa relação, é possível verificar a hipótese de existência de um ou mais *thresholds*. Já os modelos de regressão *spline* linear oferecem uma análise mais completa ao permitir que sejam identificados quantos são e aonde se localizam esses *thresholds* ao longo da distribuição de anos de estudo da mãe. Ademais, para os casos em que o modelo de melhor ajuste segundo o Critério de Informação de Akaike (AIC) é aquele que contém um ou mais pontos de quebra da curva, o método permite obter as razões de prevalência nos segmentos vizinhos a esses nós, dando maior clareza a respeito da mudança de efeitos da escolaridade materna na sobrevivência infantil e na infância antes e após esses *thresholds*. O próximo capítulo apresenta os resultados encontrados nas três análises empregadas nessa tese, sendo que, inicialmente, é apresentada uma caracterização das amostras de 1986, 1996 e 2006 na análise descritiva, e que será apresentada na sequência.

5 ANÁLISE DESCRITIVA E RESULTADOS PARA OS MODELOS DE REGRESSÃO DE POISSON

Conforme já mencionado, as últimas décadas no país foram marcadas por ganhos na escolaridade média da população. Sobretudo a partir dos anos 1990, com a expansão do ensino básico, o nível médio de anos de estudo da população vêm apresentando tendência de crescimento, embora ele ainda se encontre em patamares que não podem ser considerados plenamente satisfatórios (Ramos, 2010; Gramani & Duarte, 2011; Pinto, 2012). No que se refere às mulheres, elas têm se tornado cada vez mais escolarizadas e com um nível médio de ensino que, inclusive, tem superado a escolaridade média masculina (Nonato *et al*, 2012). A fecundidade vem seguindo ritmo consistente de declínio em todo o país, todavia, disparidades em indicadores da saúde reprodutiva feminina por condições socioeconômicas ainda prevalecem (Comissão Nacional sobre Determinantes Sociais da Saúde, 2008), como o número de filhos tidos e o intervalo intergenésico (Centro Brasileiro de Análise e Planejamento, 2006). Com relação à idade da mãe ao ter o filho, a maior participação da mulher em carreiras como a profissional e a escolar, há tendência no país de postergação da maternidade para as idades mais avançadas, embora, seja notável, também, o volume de mulheres que ainda têm seu primeiro filho antes de completarem a segunda década de vida (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2005; Yazaki, 2008). Os níveis de mortalidade infantil e na infância têm declinado nos últimos anos, com concentração dos óbitos nos períodos mais próximos ao nascimento da criança, o que em parte pode ser creditado aos ganhos nas condições socioeconômicas da população (Comissão Nacional sobre Determinantes Sociais da Saúde, 2008). Outro fator importante relacionado ao atendimento durante o período pré-natal e o parto também tem apresentado tendência de melhora no tempo, porém, importantes disparidades, sobretudo, na qualidade da assistência, ainda prevalecem (Barros *et al*, 2005; Kassir, 2013). O próximo item apresenta uma caracterização das amostras da PNSFMIPF 1986, PNDS 1996 e PNDS 2006 utilizadas nessa tese para análise da natureza da

relação entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância. São destacadas as tendências no tempo da variável central desse trabalho em seus dois níveis de mensuração (categorias/anos de estudo maternos), da parcela de óbitos ocorridos nos períodos neonatal precoce, neonatal, pós-neonatal, infantil e na infância, e dos fatores associados selecionados.

5.1 Análise descritiva

De acordo com o esperado pela tendência de queda nas taxas de mortalidade infantil e na infância registradas no país, as amostras de 1986 a 2006 ilustram essa redução para todas as componentes analisadas. O percentual de nascimentos que tiveram o óbito neonatal precoce como desfecho passou de 1,65% na base de dados de 1986 para 1,42% em 1996, sendo registrado em 2006 um valor ainda menor (0,79%). Para o óbito neonatal, esses percentuais também foram bem pequenos, passando de 2,27% em 1986 para 0,94% na amostra de 2006. O percentual de crianças que faleceram no período pós-neonatal passou de 2,50% em 1986, para 1,86% em 1996 e alcançando 0,37% em 2006. Com relação ao óbito na infância, nos dados extraídos da PNSMIPF 1986 houve registro de 5% de óbitos de crianças nesse período, e que se reduziu para 3,68% na amostra de 1996 e para 1,30% na amostra de 2006 (TAB.1).

No que se refere à principal variável dessa tese, a média de anos de estudo da mãe registradas nas bases de dados da DHS seguiu tendência observada no país de aumento da escolaridade média da população, porém, a um ritmo modesto. Na base de dados da PNDSMIPF 1986 obteve-se uma escolaridade média de mulheres que tiveram nascidos vivos igual a 5,09 anos. Isso representa pouco mais do que os primeiros anos do ensino fundamental, tendo essa média aumentado discretamente na base de dados da PNDS 1996 (5,79 anos de estudo) e com acréscimo um pouco maior em 2006 (7,76 anos de estudo) (TAB.1).

Tabela 1 – Proporção e média das variáveis selecionadas da PNSMIPF 1986 (n=3.573), PNDS 1996 (n=5.045) e PNDS 2006 (n=6.054), Brasil

Fatores Selecionados	PNSMIPF 1986			PNDS 1996			PNDS 2006		
	Média	N	%	Média	N	%	Média	N	%
Ocorrência do óbito neonatal precoce									
Sim	-	37	1,65	-	65	1,42	-	46	0,79
Não	-	2.215	98,4	-	4.499	98,6	-	5.768	99,2
Ocorrência do óbito neonatal									
Sim	-	51	2,27	-	78	1,69	-	55	0,94
Não	-	2.215	97,7	-	4.499	98,3	-	5.769	99,1
Ocorrência do óbito pós-neonatal									
Sim	-	57	2,50	-	85	1,86	-	21	0,37
Não	-	2.215	97,5	-	4.499	98,1	-	5.766	99,6
Ocorrência do óbito Infantil									
Sim	-	108	4,66	-	163	3,50	-	76	1,30
Não	-	2.215	95,3	-	4.499	96,5	-	5.777	98,7
Ocorrência do óbito na infância									
Sim	-	111	4,79	-	172	3,68	-	79	1,34
Não	-	2.215	95,2	-	4.499	96,3	-	5.777	98,7
Anos de estudo da mãe	5,09	2.340	-	5,79	4.941	-	7,76	5.825	-
Categorias de anos de estudo maternos									
Sem escolaridade	-	263	11,3	-	326	6,95	-	160	2,75
Anos iniciais do ensino fundamental	-	1.091	46,9	-	1.860	39,7	-	1.107	19,0
Anos finais do ensino fundamental	-	550	23,6	-	1.484	31,7	-	2.085	35,8
Ensino médio	-	311	13,4	-	806	17,2	-	2.075	35,6
Ensino superior ou mais	-	113	4,87	-	209	4,46	-	397	6,82
Idade da mãe ao ter o filho									
10-19	-	285	12,2	-	916	19,5	-	1.495	25,5
20-29	-	1.305	56,0	-	2.591	55,3	-	3.089	52,6
30-34	-	439	18,8	-	704	15,0	-	794	13,5
35 ou mais	-	302	13,0	-	474	10,1	-	489	8,33
Sexo da criança									
Feminino	-	1.122	48,1	-	2.292	48,9	-	2.787	47,5
Masculino	-	1.209	51,9	-	2.393	51,1	-	3.080	52,5
Parturição									
1-2	-	1.229	52,7	-	2.672	76,5	-	4.133	70,5
3 e mais	-	1.103	47,3	-	822	23,5	-	1.734	29,5
Intervalo intergenésico									
1º filho	-	637	27,4	-	1.205	28,5	-	2.738	46,8
10-14 meses	-	151	6,50	-	267	6,30	-	164	2,80
15-35 meses	-	804	34,6	-	1.263	29,8	-	1.087	18,6
36 meses ou mais	-	732	31,5	-	1.499	35,4	-	1.866	31,9
Se fez pré-natal									
Sim	-	1.835	78,7	-	3.927	86,3	-	5.760	98,7
Não	-	496	21,3	-	624	13,7	-	77	1,33
Se lê jornal pelo menos uma vez na semana									
Sim	-	812	42,8	-	2.084	44,5	-	1.267	21,6
Não	-	1.083	57,2	-	2.596	55,5	-	4.597	78,4
Se assiste televisão toda semana									
Sim	-	1.565	67,1	-	3.884	82,9	-	5.480	93,5
Não	-	766	32,9	-	799	17,1	-	383	6,53
Se ouve rádio todos os dias									
Sim	-	1.670	71,6	-	3.050	65,1	-	2.709	46,2
Não	-	661	28,4	-	1.632	34,9	-	3.158	53,8
Origem da água para consumo									
Rede geral	-	1.592	68,3	-	3.190	68,1	-	3.177	79,3
Outro	-	740	31,7	-	1.492	31,9	-	829	20,7
Esgotamento sanitário adequado									
Sim	-	1.232	52,9	-	2.690	57,7	-	4.116	79,6
Não	-	1.097	47,1	-	1.976	42,3	-	1.052	20,4
Anos de estudo do cônjuge/companheiro	5,23	2.080	-	5,37	4.388	-	7,33	4.519	-

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986, PNDS 1996 e 2006.

Quando analisada a evolução da escolaridade materna por níveis de escolaridade, verifica-se que o percentual de mães analfabetas reduz consideravelmente de 1986 (11,3%) para 2006 (2,75%), assim como o percentual daquelas que tinham de um a quatro anos de estudo (anos iniciais do ensino fundamental) que passou de 46,9% em 1986 para 19% em 2006 (TAB.1).

Todavia, verificou-se que a maior parte da amostra analisada para 2006 tinha apenas de cinco a oito anos de estudo (35,8%). O percentual de mães com ensino médio completo ou incompleto aumentou de 13,4% em 1986 para 35,6% em 2006, porém, a parcela de mulheres com graduação e mais foi muito pequena nas três pesquisas (4,87% em 1986, 4,46% em 1996 e 6,82% em 2006) (TAB.1).

Observa-se nas bases de dados analisadas aumento no percentual de mãe que tiveram filhos na adolescência no período considerado (12,2% em 1986, 19,5% em 1996 e 25,5% em 2006). Houve predomínio de mulheres que tiveram filhos no grupo etário 20 a 29 anos, sendo que o percentual de mães no grupo etário mais avançado (35 e mais) se reduziu no tempo (13% em 1986, 10,1% em 1996 e 8,33% em 2006 (TAB.1).

Importante observar para as mulheres que tiveram filhos no grupo etário 10 a 19 anos que, se na amostra de 1986 cerca de 8% delas eram analfabetas, na amostra de 2006 esta cifra foi de 1,73%. Por outro lado, nesse mesmo período aumentou o percentual de mães adolescentes com ensino médio (11,1% na amostra de 1986 e 32% na amostra de 2006). Já entre mulheres que tiveram filhos aos 35 anos de idade ou mais, também houve redução no tempo de mães analfabetas (27,3% e 6,53% nas amostras de 1986 e 2006, respectivamente), e aumento do percentual de mães com ensino superior (3,04% e 16,3% nas amostras de 1986 e 2006, respectivamente) (informações não incluídas na TAB.1).

Com relação ao sexo da criança, nas três bases de dados houve predomínio de nascidos vivos do sexo masculino. No que se refere à parturição, o percentual de mulheres com três nascidos vivos ou mais reduziu de 47,3% em 1986 para 23,5% em 1996, porém ele se elevou para 29,5% na amostra de 2006. Já o percentual de nascidos vivos de mães

que fizeram pré-natal aumentou de modo consistente no tempo, passando de 78,7% em 1986 para 98,7% em 2006 (TAB.1).

Para a variável relacionada ao costume de ler jornal ou revista pelo menos uma vez na semana, o percentual de mulheres com esse hábito de leitura era de 42,8% na base de dados de 1986, aumentou para 44,5% em 1996, porém, na amostra analisada para 2006 esse percentual decresceu para 21,6%. Se na amostra de 1986 cerca de 33% das mães não assistia televisão toda semana, em 1996 esse percentual diminuiu para 17,1% e alcançou cerca de 6% em 2006. Na amostra de 1986, o percentual de mulheres que tinham hábito de ouvir rádio todos os dias era de 71,6%, sendo que na amostra de 2006 ele era igual a 46,2% (TAB.1).

No que se refere às características do domicílio da criança, apenas 68,3% (PNSMIPF 1986) e 68,1% (PNDS 1996) deles tinham a rede geral de distribuição como origem da água para consumo, sendo que para a amostra de 2006, esse percentual foi um pouco maior (79,3%). O percentual de domicílios servidos por esgotamento sanitário adequado foi tímido nas amostras de 1986 (52,9%) e de 1996 (57,7%), tendo a PNDS 2006 registrado um valor de 79,6% (TAB.1).

Por fim, no que se refere à escolaridade do cônjuge ou companheiro, em 1986 a média de anos de estudo era de 5,23 anos, um valor ligeiramente superior aos anos de estudo médios registrados para as mulheres (5,09 anos de estudo). Em 1996, verificou-se inversão nessa tendência, com os cônjuges ou companheiros apresentando uma escolaridade média inferior a das suas respectivas cônjuges ou companheiras (5,37 anos de estudo). Em 2006 esse padrão se manteve, assim como o aumento a tendência de aumento da escolaridade média dos cônjuges ou companheiros (7,33 anos) (TAB.1).

Em síntese, verificou-se pela análise descritiva redução no tempo do percentual de crianças falecidas antes dos cinco anos de idade, tendo os ganhos na sobrevivência infantil e na infância sido maior nos segmentos mais distantes do nascimento em todos os pontos no tempo. Nas amostras analisadas de 1986 a 2006 as mães apresentaram um baixo nível educacional, embora a tendência no tempo tenha sido de ganhos na escolaridade média dessas mulheres e de redução, por exemplo, do número de

analfabetas e com poucos anos de estudo (anos iniciais do ensino fundamental). Na amostra de 1986 e de 1996 predominaram mulheres de um a quatro anos de estudo, e na amostra de 2006, mulheres de cinco a oito anos de estudo (anos finais do ensino fundamental). Com relação às características reprodutivas, verificou-se aumento no tempo do percentual de mães adolescentes, primíparas, e que utilizaram serviço pré-natal. O percentual de múltiparas com três nascidos vivos ou mais se reduziu da amostra de 1986 para a amostra de 1996, porém, com base nos dados da PNDS 2006 observou-se aumento para esse valor. No que se refere à exposição aos meios de comunicação de massa, o hábito de assistir televisão toda semana superou no tempo o de ouvir rádio todos os dias, tendo o percentual de mães que liam jornal ou revista pelo menos uma vez na semana aumentado das amostras de 1986 para 1996 e decrescido na amostra de 2006. Com relação às características dos domicílios, o percentual deles com água ligada à rede geral e com esgotamento sanitário adequado apresentou tendência de aumento, porém, essas facilidades domésticas não cobriam a maioria hegemônica dos domicílios das amostras analisadas.

De posse das características gerais das bases de dados utilizadas, na próxima seção inicia-se a verificação empírica da natureza da relação entre escolaridade materna e mortalidade na infância. O próximo item apresenta os resultados obtidos utilizando-se modelos de regressão de Poisson para a obtenção do efeito médio dos anos de estudo maternos na mortalidade infantil e na infância, na presença e na ausência de fatores associados.

5.2 Análise 1: o relacionamento entre mortalidade infantil e na infância e escolaridade materna em seu nível contínuo de mensuração

Esse item apresenta os modelos de regressão de Poisson para as componentes neonatal precoce, neonatal, pós-neonatal, infantil e na infância, tendo sido utilizada como variável de escolaridade da mãe os anos de estudo discretos. O objetivo dessa análise foi identificar o efeito de cada ano adicional de educação formal materno na sobrevivência infantil e na infância, na presença e na ausência de fatores associados. Nesse caso, é assumido que a variação de uma unidade na escolaridade materna tem o mesmo efeito nas chances de ocorrência da mortalidade infantil e na infância ao longo de toda a distribuição de anos de estudo da mãe, o que se coadua à hipótese do gradiente socioeconômico, supondo que todos os anos de estudo da mãe afetam a sobrevivência infantil e na infância, ainda que a uma mesma taxa. Esse efeito médio da escolaridade materna na mortalidade entre menores de cinco anos de idade foi analisado em termos de magnitude e significância estatística, e também, na presença e ausência de fatores associados selecionados. Isso também foi importante de ser analisado, tendo em vista que não há consenso se a escolaridade materna atua como fator independentemente associado à mortalidade durante a infância, e qual o seu comportamento frente a outros fatores associados. Os resultados dessa análise são apresentados a seguir por componente da mortalidade infantil e na infância para 1986, 1996 e 2006, sendo o primeiro a ser apresentado os modelos para a mortalidade neonatal precoce.

5.2.1 Mortalidade neonatal precoce

Nos dados da PNSMIPF 1986 os anos de estudo da mãe se mantiveram estatisticamente significativos do Modelo 1 ao Modelo 3. Razões de prevalência iguais ou maiores que um indicam que a prevalência do óbito neonatal precoce é maior no grupo dos expostos do que no grupo dos não expostos, e quando são obtidas razões de prevalência menores do que a unidade, a prevalência do evento é menor no grupo dos expostos. No caso de variáveis contínuas, razões de prevalência iguais ou maiores que um indicam que o acréscimo de uma unidade representa fator deletério ao óbito neonatal precoce, e no caso

contrário, fator protetor à sobrevivência infantil e na infância durante o seu primeiro mês de vida.

No Modelo 1, cada ano adicional de educação formal materna revelou-se protetor ao óbito neonatal precoce (RP=0,90; $p<0,10$), tendo esse efeito se reduzido no Modelo 2 com a entrada da variável idade da mãe o ter o filho (RP=0,92; $p<0,10$), e no Modelo 3, que incluiu como controle a variável sexo da criança (RP=0,92; $p<0,10$). Nos modelos subsequentes, os anos de estudo maternos não alcançaram significância estatística, e tendo como base o Modelo 8 que incluiu todos os fatores associados selecionados, não é possível afirmar que há reduções nos níveis de mortalidade neonatal precoce com aumento na escolaridade materna (TAB.2).

Contrariamente ao esperado, a variável 'se a mãe lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana' se revelou fator deletério à sobrevivência da criança durante os seus primeiros sete dias de vida, e com razões de prevalência elevadas (RP=3,58 e $p<0,05$ no Modelo 6; RP=3,57 e $p<0,05$ no Modelo 7, e RP=3,43 e $p<0,05$ no Modelo 8). Na amostra da PNSMIPF 1986, entre os nascidos vivos que faleceram durante os sete primeiros dias de vida, o percentual de mães que liam jornal e revista pelo menos uma vez na semana foi superior (55,5%) ao das que não liam (44,5%) (TAB.2). No grupo de mulheres com esse hábito de leitura e que tiveram algum nascido vivo falecido no período neonatal precoce foi mais comum a parcela das que tinham estudado até os anos finais do ensino fundamental (45,5%), idade entre 20 e 29 anos (58,5%) e três nascidos vivos ou mais (73,2%) (TAB.2).

Tabela 2 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal precoce utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNSMIPF 1986, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Anos de estudo da mãe	0,90*	0,92*	0,92*	0,93	0,95	0,93	0,91	0,87
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		0,51	0,51	0,69	0,66	0,43	0,44	0,46
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		0,97	0,97	0,80	0,84	0,64	0,63	0,64
35 ou mais		2,04*	2,05*	2,04*	2,02*	1,43	1,48	1,50
Sexo da criança								
Feminino			1,23	1,34	1,32	2,04	2,00	2,04
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				1,68	1,55	1,99	1,97	1,93
Intervalo intergenésico								
1º filho				1,12	1,08	1,39	1,42	1,54
10-14 meses				0,88	0,84	1,48	1,51	1,47
15-35 meses				1,06	0,99	1,67	1,73	1,73
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,53	0,67	0,61	0,57
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						3,58**	3,57**	3,43**
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,64	1,62	1,53
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						0,65	0,54	0,52
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							1,00	1,01
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,68	1,49
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								1,07
Teste de Wald	9,54	16,4	19,5	29,7	30,3	51,0	51,7	64,7
Valor de p	0,023	0,012	0,007	0,002	0,003	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986.

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Já na PNDS 1996, os anos de estudo maternos alcançaram significância estatística apenas no modelo univariado (RP=0,94; $p < 0,10$), porém, pelo teste de Wald não houve significância estatística global dos parâmetros para esse modelo (Wald=4,92; $p = 0,178$), não sendo possível, portanto, fazer inferências sobre o resultado obtido para a

escolaridade da mãe. A exemplo do verificado na PNSFMIP 1986 para a componente neonatal precoce, houve efeitos nulos da escolaridade materna na sobrevivência da criança no modelo completo (Modelo 8), sugerindo que não é possível afirmar que os anos de estudo maternos afetam à ocorrência do óbito infantil (TAB.3).

Tabela 3 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal precoce utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNDS 1996, Brasil

Fatores Selecionados	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
	RP							
Anos de estudo da mãe	0,94*	0,95	0,95	0,97	1,02	1,02	1,03	0,98
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		1,80**	1,80**	1,59	1,74	1,66	1,69	1,63
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		0,60	0,59	0,31	0,43	0,44	0,43	0,64
35 ou mais		1,61	1,61	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Sexo da criança								
Feminino			0,95	0,69	0,63	0,60	0,62	0,53
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				1,33	0,77	0,73	0,72	0,78
Intervalo intergenésico								
1º filho				0,86	0,98	1,00	0,95	1,01
10-14 meses				1,20	1,20	1,29	1,25	1,45
15-35 meses				1,34	1,40	1,48	1,43	1,61
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,28**	0,25**	0,26**	0,34**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						0,94	0,95	0,79
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						2,34*	2,41*	2,43*
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						1,37	1,52	1,44
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,49*	0,48
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,52	1,51
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,97
Teste de Wald	4,92	12,5	12,8	4218,6	3930,6	3722,9	3224,1	2355,7
Valor de p	0,178	0,051	0,077	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996.

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 4 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal precoce utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNDS 2006, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Anos de estudo da mãe	0,97	0,96	0,96	1,01	1,03	1,02	0,96	0,91
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		0,84	0,84	0,91	1,11	1,12	0,78	0,56
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		1,13	1,16	1,07	1,14	1,15	1,35	1,41
35 ou mais		0,61	0,61	0,52	0,61	0,62	0,52	1,05
Sexo da criança								
Feminino			0,47**	0,47**	0,46**	0,47**	0,31**	0,20**
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				2,95**	2,97**	3,00**	2,65**	1,44
Intervalo intergenésico								
1º filho				1,44	1,40	1,43	1,28	1,50
10-14 meses				1,92	1,94	1,91	2,10	4,11
15-35 meses				0,86	0,64	0,66	0,41	0,30
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,41	0,37	0,26*	9,33**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						1,33	1,58	1,43
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,77	0,97	1,29
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						0,93	0,98	1,43
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							1,98	1,46
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							0,75	0,54
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,98
Teste de Wald	5,05	5,05	14,1	30,5	42,1	43,2	60,7	1170,9
Valor de p	0,537	0,537	0,049	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006.

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Por fim, na PNDS 2006, a exemplo do ocorrido na PNDS 1996, um ano a mais na escolaridade da mãe não se associou ao óbito neonatal precoce em qualquer dos oito modelos. Isso pode ser que na medida em que se avançou no tempo, a escolaridade materna perdeu importância para afetar a ocorrência do óbito neonatal precoce frente a

outras variáveis, como por exemplo, a idade da mãe ao ter o filho e a assistência pré-natal em 1996, e o sexo da criança e a parturição em 2006. Nota-se, ainda, para a amostra de 2006 que ter realizado pré-natal apresentou-se como fator protetor ao óbito neonatal precoce no Modelo 7, que controla pelas características do domicílio, porém, com a adição da variável relativa ao mercado de casamentos, ter recebido atenção pré-natal esteve associado às maiores chances de ocorrência do óbito neonatal precoce no oitavo modelo (RP=9,33; $p>0,05$), um resultado que não corrobora o que tem sido estabelecido na literatura (TAB.4).

5.2.2 Mortalidade neonatal

Iniciando a análise da mortalidade neonatal para dados da PNSMIPF 1986, verificou-se que um ano a mais de escolaridade da mãe esteve associado à redução na prevalência do óbito neonatal no Modelo 1 (RP=0,90; $p<0,05$), no Modelo 2 (RP=0,92; $P<0,05$) e no Modelo 3 (RP=0,92; $P<0,05$). Assim como observado para a mortalidade neonatal precoce em 1986, ao serem adicionadas características do histórico reprodutivo da mãe, os anos de estudo maternos perderam significância estatística e assim se mantiveram nos modelos subsequentes. Portanto, tendo como referência os resultados obtidos no modelo completo, não é possível confirmar a hipótese de que há reduções nos níveis de mortalidade infantil e na infância com o aumento na escolaridade materna (TAB.5).

Na amostra de 1996, ao contrário do verificado para a mortalidade neonatal precoce, um ano adicional de educação formal materna se associou negativamente ao óbito neonatal, e nos três primeiros modelos (RP=0,94 e $p<0,05$ no Modelo 1; RP=0,95 e $p<0,10$ no Modelo 2; RP=0,95 e $p<0,10$ no Modelo 3). Todavia, no oitavo modelo, controlando-se por todos os fatores associados, o efeito médio de acréscimos na escolaridade sobre a ocorrência do óbito infantil foi nulo (TAB.6).

Tabela 5 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNSMIPF 1986, Brasil

Fatores Selecionados	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
	RP							
Anos de estudo da mãe	0,90**	0,92**	0,92**	0,94	0,95	0,94	0,94	0,94
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		0,38	0,38	0,44	0,43	0,28	0,28	0,35
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		1,42	1,42	1,30	1,33	1,43	1,43	1,31
35 ou mais		1,94*	1,94*	1,95*	1,94*	1,31	1,32	1,33
Sexo da criança								
Feminino			1,03	1,09	1,08	1,47	1,46	1,52
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				2,35*	2,27	2,48	2,48	2,46
Intervalo intergenésico								
1º filho				2,25	2,21	3,54*	3,54*	3,20
10-14 meses				1,46	1,41	2,74	2,73	2,69
15-35 meses				1,29	1,24	2,59*	2,58*	2,40
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,71	0,87	0,89	0,70
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						2,74**	2,75**	3,11**
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						0,88	0,87	0,70
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						0,72	0,73	0,90
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,90	0,79
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							0,99	1,12
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								1,00
Teste de Wald	18,2	25,8	27,2	32,2	32,7	34,5	39,8	41,9
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,003	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 6 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNDS 1996, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Anos de estudo da mãe	0,94**	0,95*	0,95*	0,98	1,06	1,07	1,07	1,01
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		1,65**	1,65**	1,42	1,62	1,56	1,57	1,49
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		0,56	0,56	0,23	0,36	0,37	0,36	0,51
35 ou mais		1,51	1,51	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Sexo da criança								
Feminino			0,88	0,73	0,77	0,74	0,76	0,71
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				1,76	0,94	0,89	0,88	0,99
Intervalo intergenésico								
1º filho				0,89	1,18	1,20	1,15	1,30
10-14 meses				0,98	1,33	1,44	1,41	1,69
15-35 meses				1,17	1,62	1,71	1,66	1,90
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,28**	0,26**	0,26**	0,32**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						0,88	0,89	0,74
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						2,04	2,10*	2,03
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						1,40	1,51	1,34
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,54*	0,54
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,63	1,63
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								1,01
Teste de Wald	7,29	14,3	14,8	4975,6	4305,9	4191,9	3992,5	2826,7
Valor de p	0,063	0,027	0,039	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

na PNDS 2006, a exemplo do verificado para a mortalidade neonatal precoce, os anos de estudo maternos não se apresentaram relevantes para explicar a ocorrência desses óbitos, e assim como nos demais pontos no tempo, os resultados alcançados no modelo completo apontam para a rejeição da hipótese relativa ao gradiente socioeconômico (TAB.7).

Também, analisando dados da PNDS 2006, a exemplo do verificado para a mortalidade neonatal precoce, os anos de estudo maternos não se apresentaram relevantes para explicar a ocorrência desses óbitos, e assim como nos demais pontos no tempo, os resultados alcançados no modelo completo apontam para a rejeição da hipótese relativa ao gradiente socioeconômico (TAB.7).

Tabela 7– Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNDS 2006, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Anos de estudo da mãe	0,95	0,95*	0,95*	0,99	1,00	0,98	0,93	0,91
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		0,89	0,89	0,90	1,04	1,05	0,66	0,58
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		0,94	0,96	0,92	0,95	0,97	1,08	1,21
35 ou mais		0,50	0,50	0,45	0,52	0,53	0,42	0,91
Sexo da criança								
Feminino			0,59**	0,59**	0,61*	0,61*	0,48**	0,34**
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				2,87**	2,88**	2,91**	2,78	1,61
Intervalo intergenésico								
1º filho				1,75	1,75	1,79	1,66	1,87
10-14 meses				1,73	1,78	1,75	1,94	3,76**
15-35 meses				0,96	0,77	0,80	0,61	0,59
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,52	0,48	0,40	2,07**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						1,48	1,90*	1,46
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,58	0,85	1,70
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						0,97	0,99	1,53
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							1,86	1,31
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							0,67	0,50*
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,97
Teste de Wald	3,95	5,58	13,6	32,4	41,3	42,9	69,1	1772,7
Valor de p	0,267	0,472	0,060	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

****valor de p igual ou menor que 0,05**

5.2.3 Mortalidade pós-neonatal

Nos dados da PNSMIPF 1986, os anos de estudo maternos se associaram de maneira mais consistente ao óbito pós-neonatal (do Modelo 1 ao Modelo 7). Porém, com a inclusão da escolaridade do cônjuge/companheiro da mãe no Modelo 8, os anos de estudo maternos perderam significância estatística (TAB.8).

Tabela 8 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade pós-neonatal utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNSMIPF 1986, Brasil

Fatores Selecionados	Modelo 1 RP	Modelo 2 RP	Modelo 3 RP	Modelo 4 RP	Modelo 5 RP	Modelo 6 RP	Modelo 7 RP	Modelo 8 RP
Anos de estudo da mãe	0,84**	0,84**	0,84**	0,87**	0,88**	0,79**	0,79**	0,89
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		1,37	1,34	1,76	1,71	1,26	1,25	1,05
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		0,91	0,88	0,91	0,93	0,99	0,97	1,29
35 ou mais		1,02	1,00	1,02	1,02	1,53	1,54	1,66
Sexo da criança								
Feminino			0,69	0,71	0,70	0,40**	0,40**	0,47*
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 ou mais				1,85	1,81	1,41	1,43	0,94
Intervalo intergenésico								
1º filho				2,07	2,08	2,50	2,54	1,99
10-14 meses				4,55**	4,51**	5,99**	6,01**	4,25**
15-35 meses				1,74	1,69	2,06	2,08	1,84
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,73	0,85	0,83	0,79
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						1,37	1,36	1,63
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,26	1,26	1,26
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						1,19	1,15	1,42
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,92	0,82
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,31	1,13
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,84*
Teste de Wald	52,0	54,9	58,5	85,0	98,7	99,0	103,7	86,9
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

A exemplo do verificado para a amostra de 1986, para dados da PNDS 1996 houve efeitos maiores e mais consistentes de cada ano adicional de educação formal materna, porém, sem que os anos de estudo maternos chegassem ao oitavo modelo com significância estatística (TAB.9).

Tabela 9 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade pós-neonatal utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNDS 1996, Brasil

Fatores Selecionados	Modelo 1 RP	Modelo 2 RP	Modelo 3 RP	Modelo 4 RP	Modelo 5 RP	Modelo 6 RP	Modelo 7 RP	Modelo 8 RP
Anos de estudo da mãe	0,82**	0,82**	0,82**	0,82**	0,85**	0,85**	0,85**	0,95
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		1,33	1,33	1,66	1,70	1,55	1,53	1,52
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		1,22	1,21	0,46	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
35 ou mais		1,11	1,11	1,08	1,73	1,72	1,56	1,67
Sexo da criança								
Feminino			0,62**	0,37**	0,26**	0,25**	0,27**	0,21**
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2								
3 e mais				1,48	0,90	0,91	0,94	0,89
Intervalo Inter-genésico								
1º filho				0,88	0,81	0,93	0,92	1,31
10-14 meses				3,23*	1,66	1,85	1,81	2,34
15-35 meses				1,81	1,37	1,53	1,45	1,89
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,35**	0,32**	0,34**	0,39*
Não					-	-	-	-
Se lê Jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						0,74	0,74	0,69
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,95	1,93	1,89
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						3,01	3,30*	3,31*
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,50*	0,80
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,48	1,17
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,82**
Teste de Wald	39,7	41,0	47,7	103,7	4813,7	5240,8	4411,9	3950,3
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Já com base nos dados da PNDS 2006, a escolaridade materna esteve associada ao óbito pós-neonatal apenas nos três primeiros modelos, mas assim como verificado nos dois pontos no tempo precedentes, houve efeitos nulos dos anos de estudo maternos na sobrevivência da criança (TAB.10).

Tabela 10 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade pós-neonatal utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNDS 2006, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Anos de estudo da mãe	0,87**	0,87**	0,87**	0,96	1,00	1,01	0,91	1,08
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		2,75**	2,75**	3,34**	3,44**	3,50**	5,98**	4,35*
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		2,14	2,10	2,15	2,65	2,68	5,10*	2,84
35 ou mais		1,91	1,91	1,97	1,66	1,67	2,03	2,36
Sexo da criança								
Feminino			1,22	1,20	1,31	1,32	0,98	0,57
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				4,00**	4,29**	4,31**	5,48*	1,04**
Intervalo intergenésico								
1º filho				1,79	1,80	1,78	1,89	2,78
10-14 meses				5,36**	7,01**	6,80**	0,00**	0,00**
15-35 meses				2,65*	3,18*	3,18*	2,10	1,27
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					2,40	2,37	0,42	2,30**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						0,63	0,41	0,53
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,06	0,25	0,13**
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						1,23	1,03	1,27
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,68	0,78
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							2,57	1,85
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,84
Teste de Wald	12,2	24,1	24,1	70,5	63,7	75,8	1756,6	2264,9
Valor de p	0,007	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

5.2.4 Mortalidade infantil

Analisando os resultados para a mortalidade infantil com base nos dados da PNSMIPF 1986 um ano a mais de escolaridade materna esteve negativamente associado ao óbito

entre menores de um ano de idade do Modelo 1 ao Modelo 7, tendo perdido significância no Modelo 8 e indicando, portanto, que na presença de todos os fatores associados não houve ganho na sobrevivência infantil com o aumento na escolaridade materna na (TAB.11).

Tabela 11 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade infantil utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNSMIPF 1986, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Anos de estudo da mãe	0,88**	0,88**	0,88**	0,90**	0,92**	0,88**	0,88**	0,93
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		0,95	0,94	1,19	1,15	0,85	0,85	0,76
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		1,12	1,11	1,07	1,10	1,22	1,21	1,30
35 ou mais		1,36	1,34	1,35	1,35	1,39	1,40	1,44
Sexo da criança								
Feminino			0,84	0,87	0,87	0,76	0,76	0,86
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				1,99**	1,93**	1,81	1,82	1,52
Intervalo intergenésico								
1º filho				1,96*	1,94*	2,83**	2,86**	2,38*
10-14 meses				2,81**	2,77**	4,37**	4,35**	3,46**
15-35 meses				1,45	1,40	2,28**	2,28**	2,08**
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,72	0,80	0,81	0,69
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						1,92**	1,92**	2,20**
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,03	1,02	0,91
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						0,94	0,94	1,10
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,87	0,79
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,11	1,09
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,94
Teste de Wald	57,2	57,8	58,4	80,9	89,2	80,9	81,8	67,5
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

No caso dos dados da PNDS 1996, a escolaridade materna esteve negativamente associada ao óbito infantil apenas do Modelo 1 ao Modelo 4, indicando mais uma vez que tomando o modelo completo como referência não se pode afirmar que há ganhos na

sobrevivência da criança com acréscimos nos anos de estudo maternos. O efeito médio de cada ano adicional de escolaridade da mãe foi idêntico do primeiro ao terceiro modelo, tendo se enfraquecido no Modelo 4 com a entrada das variáveis sobre o histórico reprodutivo materno (TAB.12).

Tabela 12 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade infantil utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNDS 1996, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Anos de estudo da mãe	0,88**	0,88**	0,88**	0,91**	0,97	0,97	0,97	0,99
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		1,45**	1,44**	1,52	1,61	1,51	1,50	1,48
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		0,94	0,93	0,32	0,24	0,25	0,24	0,30
35 ou mais		1,28	1,28	0,40	0,67	0,71	0,67	0,83
Sexo da criança								
Feminino			0,74**	0,54**	0,50**	0,48**	0,50**	0,43**
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				1,62	0,93	0,90	0,90	0,95
Intervalo Inter-genésico								
1º filho				0,88	1,00	1,06	1,04	1,30
10-14 meses				1,88	1,48	1,65	1,62	1,97
15-35 meses				1,41	1,46	1,57	1,51	1,84
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,32**	0,29**	0,30**	0,36**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						0,82	0,82	0,71
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,96**	1,98**	1,90*
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						1,99	2,15*	2,10*
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,52**	0,64
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,55	1,39
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,93
Teste de Wald	41,1	46,0	49,3	54,1	61,5	80,6	88,6	91,2
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

No caso da PNDS 2006, um ano adicional de escolaridade materna esteve associado negativamente ao óbito infantil do Modelo 1 ao Modelo 3, sendo que em ambos os

modelos os efeitos médios dos anos de estudo da mãe foram idênticos (RP=,093; p<0,05) TAB.13).

Tabela 13 - Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade infantil utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNDS 2006, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Anos de estudo da mãe	0,93**	0,93**	0,93**	0,98	1,00	0,99	0,92*	0,94
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		1,25	1,24	1,33	1,50	1,51	1,02	0,93
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		1,17	1,19	1,16	1,27	1,28	1,49	1,41
35 ou mais		0,79	0,79	0,74	0,73	0,74	0,57	1,10
Sexo da criança								
Feminino			0,74	0,74	0,77	0,78	0,57**	0,39**
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				3,06**	3,15**	3,19**	3,12**	3,38*
Intervalo intergenésico								
1º filho				1,72	1,70	1,73	1,73	2,09
10-14 meses				2,55**	2,79**	2,78**	1,57	2,62
15-35 meses				1,31	1,21	1,23	0,88	0,77
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,82	0,77	0,42	2,11**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						1,21	1,58	1,28
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,37	0,58	0,57
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						1,02	0,98	1,48
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							1,43	1,13
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							0,86	0,64
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,94
Teste de Wald	12,0	16,5	21,7	57,9	62,2	64,6	85,1	1919,9
Valor de p	0,008	0,011	0,003	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

O efeito protetor da escolaridade materna perdeu significância estatística quando adicionadas as características do histórico reprodutivo materno, e assim permaneceu até o Modelo 7, que incluiu as características do domicílio da criança (RP=0,92; $p<0,10$). Todavia, com a inclusão da escolaridade do cônjuge/companheiro da mãe, os anos de estudo maternos não mais se associaram à mortalidade infantil, indicando haver efeitos nulos dos anos de estudo da mãe na sobrevivência da criança (TAB.13).

5.2.5 Mortalidade na infância

No que se refere à mortalidade na infância, iniciando as análises pela PNSMIPF 1986, foram verificados efeitos médios dos anos de estudo maternos na infância semelhantes aos observados para mortalidade infantil em 1986. Houve significância estatística da escolaridade materna do Modelo 1 ao Modelo 7, mas considerando o modelo completo (Modelo 8), não é possível afirmar que o acréscimo de anos de estudo da mãe reduz a prevalência do óbito entre menores de cinco anos de idade (TAB.14).

O mesmo pode-se dizer com base nos dados da PNDS 1996. Embora a escolaridade materna tenha se associado ao óbito na infância do Modelo 1 ao Modelo 4, no modelo completo essa associação desapareceu, evidenciando efeitos nulos e não efeitos médios da escolaridade materna na sobrevivência da criança (TAB.15).

Tabela 14 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade na infância utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNSMIPF 1986, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Anos de estudo da mãe	0,87**	0,88**	0,88**	0,90**	0,91**	0,87**	0,87**	0,92
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		0,94	0,93	1,17	1,14	0,84	0,84	0,76
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		1,14	1,13	1,08	1,11	1,23	1,22	1,31
35 ou mais		1,37	1,36	1,35	1,35	1,51	1,52	1,58
Sexo da criança								
Feminino			0,86	0,89	0,89	0,74	0,74	0,83
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				2,03**	1,97**	1,79	1,80	1,51
Intervalo intergenésico								
1º filho				1,97*	1,95*	2,91**	2,94**	2,46**
10-14 meses				2,71**	2,67**	4,42**	4,40**	3,50**
15-35 meses				1,46	1,41	2,37**	2,37**	2,18**
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,75	0,78	0,80	0,67
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						1,90**	1,91**	2,18**
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,06	1,05	0,95
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						0,92	0,92	1,08
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,86	0,77
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,13	1,11
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,94
Teste de Wald	59,8	60,7	61,2	83,6	91,8	82,4	83,4	69,4
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 15 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade na infância utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNDS 1996, Brasil

Fatores Selecionados	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
	RP							
Anos de estudo da mãe	0,88**	0,88**	0,88**	0,92**	0,98	0,98	0,98	0,99
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		1,42**	1,42**	1,53	1,61	1,49	1,49	1,52
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		0,89	0,89	0,31	0,23	0,24	0,23	0,31
35 ou mais		1,38	1,38	0,39	0,65	0,68	0,66	0,84
Sexo da criança								
Feminino			0,77*	0,56**	0,52**	0,50**	0,52**	0,42**
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				1,68*	0,99	0,95	0,96	1,00
Intervalo intergenésico								
1º filho				0,94	1,07	1,14	1,12	1,31
10-14 meses				2,12	1,73	1,93	1,92	2,24
15-35 meses				1,41	1,46	1,57	1,52	1,83
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,31**	0,28**	0,29**	0,35**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						0,84	0,84	0,70
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,82*	1,83**	1,94**
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						2,09	2,26*	2,17*
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,57**	0,67
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,39	1,31
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,93
Teste de Wald	45,9	52,1	54,6	53,4	62,5	76,2	78,7	97,8
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Por fim, a TAB.16 apresenta os resultados para a mortalidade na infância na PNDS 2006. Conforme é possível observar, a escolaridade materna não se apresentou como um fator associado consistente ao óbito na infância, tendo apresentado significância estatística apenas do Modelo 1 (RP=0,92; p<0,05) ao Modelo 3 (RP=0,92; p<0,05), e no Modelo 7 (RP=0,91; p<0,10) (TAB. 16).

Tabela 16 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade na infância utilizando a variável contínua de anos de estudo maternos, PNDS 2006, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Anos de estudo da mãe	0,92**	0,92**	0,92**	0,97	0,99	0,98	0,91*	0,94
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		1,24	1,24	1,34	1,49	1,50	0,98	0,90
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		1,12	1,14	1,10	1,19	1,19	1,36	1,31
35 ou mais		0,75	0,75	0,69	0,68	0,68	0,51	0,99
Sexo da criança								
Feminino			0,77	0,77	0,80	0,81	0,63*	0,43*
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				3,08**	3,17**	3,19**	3,24**	2,50**
Intervalo intergenésico								
1º filho				1,65	1,63	1,64	1,63	2,00
10-14 meses				2,31**	2,51**	2,50**	1,40	2,40
15-35 meses				1,19	1,09	1,10	0,78	0,71
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,86	0,82	0,44	2,24**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						1,16	1,53	1,26
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,23	0,62	0,60
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						1,00	0,98	1,37
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							1,45	1,16
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							0,83	0,59
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,94
Teste de Wald	13,9	18,5	23,4	63,3	63,3	65,4	85,2	1917,7
Valor de p	0,003	0,005	0,002	0,040	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

De um modo geral, os resultados encontrados pela Análise 1 indicaram que, na presença de todos os fatores associados, um ano a mais na escolaridade materna não foi nem deletéria e nem protetora à ocorrência do óbito antes do quinto aniversário da criança. A nulidade desses efeitos aponta que a existência de um gradiente no relacionamento entre

anos de estudo da mãe e mortalidade infantil e na infância não pode ser afirmada, ao menos com base nas amostras selecionadas e na presença das variáveis de controle utilizadas.

Conforme discutido anteriormente, a mortalidade neonatal precoce e neonatal agregam óbitos de difícil controle e, também, relacionados à qualidade da assistência prestada à mãe e à criança antes, durante e após o parto (Macinko *et al*, 2006; Gakidou *et al*, 2010; Gurung, 2010). Características endógenas como a idade da mãe ao ter o filho e aspectos de seu histórico reprodutivo também são apontadas como importantes para explicar a ocorrência do óbito durante o primeiro mês de vida da criança (Liu *et al*, 2002; Drevenstedt *et al*, 2008). A escolaridade materna pode atuar como fator que intermedeia efeitos de parte dessas características biológicas, como por exemplo, mães bem escolarizadas postergam o nascimento do primeiro filho para idades cujos riscos de alcance de resultados obstétricos desfavoráveis são maiores, o que pode implicar prejuízos à sobrevivência infantil e na infância (Bacak *et al*, 2005; O'Leary *et al*, 2007). Porém, a maior escolaridade materna pode implicar melhores cuidados ainda durante a gestação, e nesse caso ela atuaria como fator protetor, e não deletério à sobrevivência do recém-nascido (Minagawa *et al*, 2006).

No que se refere à mortalidade neonatal precoce, os resultados obtidos com base na PNSFMIPF 1986 realçam a importância da idade da mãe ao ter o filho, que nos modelos multivariados apresentou-se como fator deletério à sobrevivência durante a primeira semana de vida da criança, do Modelo 2 (RP=2,04; $p<0,10$) ao Modelo 5 (RP=2,02; $p<0,10$). Nessa amostra, por exemplo, entre as mães analfabetas que tiveram alguma criança falecida no período neonatal precoce, cerca de 66% delas tiveram três nascidos vivos ou mais e experimentaram o nascimento de pelo menos um deles com idade igual ou superior a 35 anos. Essas características sugerem uma possível interação entre a baixa escolaridade materna e a maternidade nas idades avançadas para a ocorrência do óbito neonatal precoce, tendo em vista os maiores riscos de intercorrências obstétricas adversas para nascidos dessas mães (Rayamajhi, Thapa & Pande, 2006; Aquino *et al*, 2007).

No caso da PNDS 1996, houve polarização de efeitos para categorias extremas de idade materna ao ter o filho, tendo sido a maternidade na adolescência deletéria à sobrevivência no período neonatal precoce, ao passo que a idade materna avançada assumiu um papel protetor à ocorrência desses óbitos. Pode ser que no decurso de dez anos, entre 1986 e 1996, houve aumento da fecundidade no grupo etário das adolescentes, especialmente entre os estratos mais pobres da população (Berquó & Cavenaghi, 2005; Bassi, 2008). De acordo com alguns autores, características como a baixa renda e escolaridade podem ser fatores importantes para explicarem os maiores riscos de óbitos para nascidos dessas jovens mães (César, Miranda-Ribeiro & Abreu, 2000; Sharma *et al*, 2008). Já no caso da idade materna avançada que, nos resultados obtidos para a amostra de 1996 apresentou-se como fator protetor ao óbito neonatal precoce, é possível que ganhos nas condições socioeconômicas da população, como elevação da escolaridade média, e mudanças no comportamento reprodutivo feminino, como a redução da fecundidade (Comissão Nacional sobre Determinantes Sociais da Saúde, 2008), pode ter contribuído para que esses efeitos mudassem no tempo. Segundo trabalhos prévios, a idade materna avançada pode representar um fator protetor ao óbito infantil, tendo em vista que mães de 35 anos ou mais, em geral, reúnem indicadores socioeconômicos e comportamentais favoráveis, o que pode contribuir para o alcance de resultados obstétricos positivos (Stein & Susser, 2000; Kristensen, 2007).

No caso da amostra de 2006, a idade da mãe ao ter o filho não alcançou significância estatística em nenhum dos modelos multivariados para a mortalidade neonatal precoce. Todavia, nesse caso foi marcante, por exemplo, a atuação de fatores endógenos, como por exemplo, o sexo do recém-nascido que se associou de maneira independente ao óbito neonatal precoce, sendo os maiores riscos atribuídos às crianças do sexo masculino, em conformidade ao que já tem sido verificado na literatura (Duarte & Mendonça, 2005; Drevenstedt *et al*, 2008).

No caso da mortalidade pós-neonatal, por ela representar um segmento da mortalidade infantil mais afetado por características exógenas, esperava-se que o aumento gradual no estoque de escolaridade materna protegesse a criança da ocorrência desses óbitos em função de um aumento do nível de condições socioeconômicas do domicílio. Todavia, em

nenhum dos modelos completos para a mortalidade pós-neonatal houve efeitos estatisticamente significativos da escolaridade materna na sobrevivência da criança, porém, foram notadas algumas interações importantes entre os anos de estudo maternos e a variável relativa ao mercado de casamentos.

Na PNSMIPF 1986, os anos de estudo maternos perderam significância estatística quando incluída a variável anos de estudo do cônjuge/companheiro da mãe da criança, que por sua vez apresentou-se como fator protetor ao óbito pós-neonatal (RP=0,84; $p<0,10$). A escolaridade do cônjuge/companheiro representa, também, um indicador de riqueza, uma vez que são eles, em geral, os principais provedores de recursos do domicílio, e supondo haver uma correspondência entre escolaridade e nível de renda, cônjuges/companheiros mais bem escolarizados podem indicar maior acesso a bens e recursos que podem ser importantes para a sobrevivência da criança (Charmarbagwala *et al*, 2004; Fuchs, Pamuk & Lutz, 2010, Aremu *et al*, 2011). Se por um lado a escolaridade materna é mais do que *proxy* de condições socioeconômicas, a escolaridade do cônjuge/companheiro da mãe, por sua vez, pareceu atuar mais como indicador de posição socioeconômica do que indicador de boa conduta com a saúde da criança, e isso pode ter sido mais importante para afetar a sobrevivência no período pós-neonatal, ao menos com base nos resultados obtidos no oitavo modelo para dados da PNSMIP 1986. No caso da amostra de 1996, a relação entre essas duas variáveis também se repetiu, sendo que em comparação com a magnitude dessa variável na amostra de 1986, esse efeito foi ainda maior na amostra de 1996 (RP=0,82; $p<0,05$).

Essa análise apresentou os efeitos dos anos de estudo maternos na mortalidade neonatal precoce, neonatal, pós-neonatal, infantil e na infância para 1986, 1996 e 2006. Considerando ser linear a relação entre escolaridade materna e a variável de ocorrência/não ocorrência do óbito nesses segmentos, ou seja, efeitos médios iguais de cada ano adicional de educação formal da mãe, foi verificado o comportamento desses efeitos na presença e na ausência de fatores associados, e para cada um dos pontos no tempo considerados. No entanto, é possível que os efeitos da escolaridade materna não sejam os mesmo para todos os níveis de ensino, podendo ser verificados efeitos distintos entre eles, conforme indicado pela literatura. Sendo assim, o próximo item apresenta a

Análise 2 que testa a hipótese de existência de um ou mais *thresholds* nos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência durante a infância. São utilizados modelos de regressão de Poisson, tendo as categorias de anos de estudo da mãe utilizados para mensurar a escolaridade materna, e os demais fatores associados selecionados incluídos nos modelos multivariados por blocos, e para cada componente da mortalidade infantil e na infância.

5.3 Análise 2: o relacionamento entre mortalidade infantil e na infância e escolaridade materna em seu nível categórico de mensuração

5.3.1 Mortalidade neonatal precoce

Iniciando as análises para a mortalidade neonatal precoce na PNSMIPF 1986, verifica-se pela TAB.17 que a escolaridade materna alcançou significância estatística apenas nos três últimos modelos, ou seja, com a adição das variáveis de exposição da mãe aos veículos de comunicação de massa, das características do domicílio e da escolaridade do cônjuge/companheiro da mãe. Tomando como referência o último modelo (Modelo 8), a categoria 'Sem escolaridade' foi a única a alcançar significância estatística, tendo sido verificado que, em comparação com o grupo das mães de cinco a oito anos de estudo (anos finais do ensino fundamental), a prevalência do óbito neonatal precoce foi menor no grupo das mães analfabetas (RP=0,00; $p < 0,05$) (TAB.17).

Esse resultado é contra-intuitivo, e tem sido explicado por alguns autores como o reflexo da omissão de óbitos, especialmente aqueles ocorridos próximos ao nascimento da criança, por parte das mães com pouca ou nenhuma escolaridade (Cleland & Ginneken, 1988; Bicergo & Boerma, 1990). Nos dados das pesquisas do projeto *Measure Demographic and Health Survey* (DHS) têm sido apontadas como limitações a subdeclaração de óbitos infantis pelas mães, e também, ao preenchimento incorreto das histórias de nascimentos por parte dos entrevistadores, o que pode conduzir a estimativas subestimadas de mortalidade (Sullivan, 2008; Guillot *et al*, 2012). Portanto, considerando que o efeito alcançado pela categoria 'Sem escolaridade' nos dados da PNSMIPF 1986

se deve mais à incorreção nos dados do que a de um possível efeito protetor da ausência de escolaridade formal por si mesma, o padrão de efeitos das categorias que representam níveis de ensino distintos foi de nulidade, ou seja, não apontaram qualquer *threshold* nos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência durante a primeira semana de vida da criança tomando o oitavo modelo como referência.

Tabela 17 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal precoce, PNSMIPF 1986, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	2,15	1,70	1,697	1,82	1,44	0,00**	0,00**	0,00**
Anos iniciais do ensino fundamental	0,98	0,89	0,89	0,85	0,77	1,08	1,18	1,38
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,21	0,21	0,21	0,28	0,28	0,25	0,23	0,19
Ensino superior ou mais	0,56	0,50	0,50	0,64	0,66	0,48	0,44	0,28
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		0,50	0,51	0,68	0,65	0,40	0,42	0,44
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		0,98	0,99	0,80	0,84	0,70	0,70	0,72
35 ou mais		1,95*	1,97*	1,90	1,92	1,52	1,58	1,62
Sexo da criança								
Feminino			1,22	1,33	1,31	2,01	1,97	2,00
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2								
3 ou mais				1,67	1,54	1,85	1,81	1,79
Intervalo intergenésico								
1º filho				1,14	1,10	1,42	1,45	1,56
10-14 meses				0,91	0,88	1,68	1,73	1,74
15-35 meses				1,04	0,99	1,71	1,79	1,79
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,57	0,67	0,60	0,56
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						3,48**	3,48**	3,32**
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,63	1,62	1,55
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						0,65	0,53	0,51
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							1,01	1,00
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,76	1,56
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
								1,07
Teste de Wald	14,1	20,2	23,9	41,5	42,0	1794,1	1854,1	1754,8
Valor de p	0,029	0,017	0,008	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF, 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Na amostra proveniente da PNDS 1996, nenhuma categoria de ensino alcançou significância estatística no modelo completo, indicando, também, ausência de *thresholds* nos efeitos da escolaridade materna na mortalidade neonatal precoce

Tabela 18 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal precoce, PNDS 1996, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	0,75	0,72	0,72	0,50	0,43	0,41	0,39	0,46
Anos iniciais do ensino fundamental	0,72	0,72	0,72	0,52	0,46*	0,44*	0,41*	0,57
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,30**	0,34**	0,34**	0,24*	0,30	0,31	0,30	0,24
Ensino superior ou mais	0,28	0,32	0,32	0,87	1,19	1,39	1,30	2,80
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	1,67*	1,67*	1,56	1,61	1,55	1,57	1,63
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	0,64	0,64	0,31	0,45	0,47	0,46	0,61
35 ou mais	-	1,80	1,80	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Sexo da criança								
Feminino	-	-	0,95	0,67	0,60	0,58	0,60	0,52
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	1,34	0,76	0,70	0,71	0,78
Intervalo intergenésico								
1º filho	-	-	-	0,81	0,93	0,94	0,89	0,97
10-14 meses	-	-	-	1,18	1,20	1,27	1,22	1,42
15-35 meses	-	-	-	1,34	1,38	1,46	1,38	1,62
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	0,26**	0,23**	0,24**	0,31**
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	0,86	0,88	0,71
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	2,43*	2,54**	2,63*
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	1,19	1,34	1,34
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	0,47	0,49
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	1,49	1,49
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
Teste de Wald	8,25	14,0	15,3	4214,0	3946,3	3932,8	3120,6	2250,4
Valor de p	0,222	0,121	0,122	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS, 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Nos dados provenientes da PNDS 2006, a categoria 'Sem escolaridade' alcançou significância estatística em todos os modelos (RP=0,00 e $p<0,05$ do Modelo 1 ao Modelo 8), e conforme já explicado, esse resultado inesperado pode ter sido o fruto da omissão seletiva de óbitos ocorridos no período neonatal precoce por parte de mães sem escolarização formal. O outro extremo da escolaridade materna (Graduação e mais) também apresentou as menores razões de prevalência do óbito neonatal precoce em comparação com a categoria "Anos finais do ensino fundamental" (RP=0,00 e $p<0,05$ do Modelo 1 ao Modelo 8) (TAB.19).

Tabela 19 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal precoce, PNDS 2006, Brasil

Fatores Selecionados	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Anos iniciais do ensino fundamental	0,69	0,67	0,68	0,58	0,45*	0,48*	0,82	1,40
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,61	0,59	0,59*	0,70	0,75	0,72	0,68	0,94
Ensino superior ou mais	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	0,74	0,74	0,78	0,92	0,93	0,68	0,56
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	1,26	1,28	1,18	1,25	1,26	2,21	1,45
35 ou mais	-	0,74	0,76	0,63	0,75	0,76	0,45	1,26
Sexo da criança								
Feminino	-	-	0,47**	0,47**	0,46**	0,46**	0,24**	0,20**
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	2,94**	2,97**	2,98**	2,72**	1,55
Intervalo intergenésico								
1º filho	-	-	-	1,60	1,55	1,59	1,42	1,54
10-14 meses	-	-	-	2,01	2,04	2,00	2,21	4,28**
15-35 meses	-	-	-	0,92	0,69	0,71	0,45	0,33
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	0,33*	0,32*	0,24**	9265455**
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,29	1,51	1,38
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,59	0,87	1,15
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	0,91	0,95	1,34
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	1,89	1,39
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	0,70	0,54
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
								0,96
Teste de Wald	13652,6	9930,5	13043,2	10322,5	10844,4	10912,8	7581,3	4553,4
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS, 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

No caso do resultado obtido para a categoria 'Graduação ou mais', a hipótese mais plausível não é a de subdeclaração de óbitos, mas que a escolaridade em seu nível mais elevado tenha protegido a criança por meio, por exemplo, de características como o maior acesso e qualidade dos serviços de atenção à saúde antes, durante e após o parto

(Noronha *et al*, 2012). Assim, é possível apontar as primeiras evidências de um *threshold* nos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência no período neonatal precoce com base na PNDS 2006, com efeitos nulos dos níveis de ensino até a categoria que representa as mães com curso superior ou mais, quando a partir de então, a escolaridade materna começa a afetar a sobrevivência da criança, protegendo-a do óbito durante a sua primeira semana de vida.

5.3.2 Mortalidade neonatal

Em relação aos modelos para a mortalidade neonatal, verificou-se para a amostra de 1986 que no modelo univariado, ser analfabeta também representou maiores riscos de ter filhos falecidos no período neonatal em comparação com mães que tinham frequentado escola no ensino fundamental. Do Modelo 2 ao Modelo 5 a categoria 'Sem escolaridade' perdeu significância estatística, porém, com a adição das variáveis de exposição aos meios de comunicação de massa no Modelo 6, ela voltou a se associar ao óbito neonatal e tendo se convertido em fator protetor ao óbito neonatal do sexto ao oitavo modelo (valores de RP=0,00 e $p < 0,10$), o que também pode estar relacionado à subdeclaração de óbitos infantis pela mãe (TAB.20).

Tabela 20 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal, PNSMIPF 1986, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	2,34**	1,78	1,78	1,77	1,58	0,00*	0,00*	0,00*
Anos Iniciais do ensino fundamental	1,08	0,95	0,95	0,88	0,85	1,03	1,02	0,99
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,51	0,48	0,48	0,58	0,59	0,49	0,49	0,47
Ensino superior ou mais	0,45	0,37	0,37	0,46	0,46	0,31	0,31	0,26
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	0,38	0,38	0,44	0,43	0,27	0,27	0,34
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	1,43	1,44	1,30	1,32	1,53	1,52	1,43
35 ou mais	-	1,88*	1,88*	1,84*	1,85*	1,42	1,43	1,47
Sexo da criança								
Feminino	-	-	1,03	1,09	1,08	1,47	1,46	1,52
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	2,39*	2,30	2,38	2,38	2,37
Intervalo intergenésico								
1º filho	-	-	-	2,25	2,22	3,56*	3,57*	3,30
10-14 meses	-	-	-	1,46	1,43	3,00	2,98	2,99
15-35 meses	-	-	-	1,28	1,25	2,66*	2,65*	2,50*
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	0,76	0,86	0,87	0,69
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	2,70**	2,71**	3,05**
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	0,85	0,85	0,67
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	0,70	0,71	0,84
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	0,90	0,79
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	1,06	1,17
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
								1,01
Teste de Wald	25,7	31,4	32,9	45,4	46,1	1701,3	1712,2	1764,6
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF, 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Já com base na amostra da PNDS 1996, o ensino médio se associou ao óbito neonatal no Modelo 3 (RP=0,37; p<0,10) e no Modelo 4 (RP=0,35; p<0,10) (no Modelo 1 e no Modelo 2 não houve significância global dos parâmetros), e a categoria 'Anos iniciais do ensino fundamental' alcançou significância estatística no Modelo 5 (RP=0,46; p<0,10), no Modelo 6 (RP=0,45; p<0,10) e no Modelo 7 (RP=0,43; p<0,10) (TAB.21).

Tabela 21 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal, PNDS 1996, Brasil

Fatores Selecionados	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	1,01	1,00	1,00	0,97	0,41	0,39	0,38	0,48
Anos iniciais do ensino fundamental	0,83	0,84	0,84	0,57	0,46*	0,45*	0,43*	0,63
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,33**	0,37**	0,37**	0,35*	0,46	0,47	0,46	0,47
Ensino superior ou mais	0,51	0,60	0,60	1,67	2,50	2,95	2,74	4,71**
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	1,56*	1,56*	1,41	1,53	1,48	1,50	1,52
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	0,58	0,58	0,22	0,34	0,35	0,35	0,45
35 ou mais	-	1,57	1,57	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Sexo da criança								
Feminino	-	-	0,88	0,71	0,74	0,71	0,73	0,69
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	1,73	0,92	0,86	0,85	0,97
Intervalo intergenésico								
1º filho	-	-	-	0,85	1,15	1,16	1,10	1,28
10-14 meses	-	-	-	0,97	1,34	1,41	1,38	1,68
15-35 meses	-	-	-	1,17	1,64	1,73	1,65	1,99
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	0,27**	0,25**	0,25**	0,31**
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	0,82	0,83	0,66
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	2,13*	2,22*	2,21
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	1,27	1,37	1,32
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	0,53*	0,56
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	1,59	1,60
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
	-	-	-	-	-	-	-	0,97
Teste de Wald	8,56	14,3	15,7	5345,6	3886,9	3909,5	3190,1	2624,0
Valor de p	0,200	0,113	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS, 1996

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

No oitavo modelo, quando incluída a variável anos de estudo do cônjuge/companheiro, os anos iniciais do ensino fundamental perderam significância estatística, mas o grupo das mulheres com curso de graduação ou mais se associou ao óbito neonatal, tendo sido a prevalência desses óbitos maior no grupo 'Graduação e mais' em comparação com a categoria 'Anos finais do ensino fundamental' (RP=4,71; $p<0,05$). Os maiores investimentos na carreira profissional e estudantil muitas vezes se relacionam à postergação do nascimento do primeiro filho para as idades mais avançadas, quando são mais comuns intercorrências como as malformações congênitas (Nazer Herrera, García Huidobro & Cifuentes Ovalle, 2005; Vilas Boas, Albernaz & Costa, 2009) e as comorbidades maternas (Araújo, 2005), que por sua vez, podem afetar a sobrevivência infantil e na infância. Sendo assim, tendo como referência os resultados do Modelo 8, pode-se dizer que houve *threshold* nos efeitos da escolaridade materna na mortalidade neonatal, com efeitos nulos dos níveis de ensino até o grupo 'Graduação ou mais', quando então, foram observados efeitos deletérios da escolaridade materna avançada na sobrevivência da criança (TAB.21).

Já nos modelos multivariados para a PNDS 2006, apenas a categoria 'Graduação e mais' apresentou significância estatística, do Modelo 1 ao Modelo 8, e com prevalência menor do óbito neonatal em comparação com o grupo 'Anos finais do ensino fundamental'. Esses resultados apontam para a existência de pelo menos um *threshold*, na medida em que os efeitos protetores da escolaridade materna igual ou superior a 12 anos estudos quebraram um sequência de efeitos nulos dos níveis de ensino inferiores na sobrevivência da criança durante seu primeiro mês de vida (TAB.22).

Tabela 22 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade neonatal, PNDS 2006, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	0,62	0,63	0,63	0,51	0,53	0,61	0,89	1,06
Anos iniciais do ensino fundamental	0,73	0,72	0,73	0,63	0,54	0,58	0,80	1,09
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,63	0,62	1,62	0,71	0,75	0,72	0,62	0,89
Ensino superior ou mais	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		0,81	0,81	0,80	0,92	0,93	0,59	0,58
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		1,02	1,03	0,99	1,02	1,04	1,12	1,23
35 ou mais		0,58	0,58	0,51	0,58	0,60	0,47	1,02
Sexo da criança								
Feminino			0,60**	0,60**	0,61*	0,61*	0,47**	0,34**
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 ou mais				2,91**	2,94**	2,96**	2,91**	1,79
Intervalo intergenésico								
1º filho				1,89	1,88	1,92	1,80	1,90
10-14 meses				1,81	1,87	1,84	2,06	3,91**
15-35 meses				1,00	0,81	0,84	0,64	0,63
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,46	0,43	0,39	1,12**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						1,45	1,85*	1,44
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						0,96	0,75	1,57
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						1,50	1,00	1,51
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							1,75	1,25
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							0,65	0,51*
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
								0,95
Teste de Wald	15734,4	11715,3	11204,4	1159,4	10119,2	10151,3	8542,2	6005,7
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Entre os demais fatores associados para a mortalidade neonatal em 2006, a variável sexo se apresentou como fator independentemente associado ao óbito para essa componente da mortalidade infantil. Já a parturição, a categoria '3 e mais' apresentou-se como deletéria ao óbito neonatal do Modelo 4 ao Modelo 7. Com a adição da variável anos de estudo do cônjuge/companheiro da mãe, ter realizado pré-natal apresentou-se como fator deletério à sobrevivência da criança (RP=1,12; p<0,10), um resultado contrário ao

indicado pela literatura para esse fator associado, mas que conforme explicado ainda na Análise 1, talvez tenha refletido uma atenção pré-natal realizada, porém, de baixa qualidade.

5.3.3 Mortalidade pós-neonatal

Os modelos multivariados da TAB.23 mostraram para dados da PNSMIPF 1986 que a categoria 'Sem escolaridade' se associou ao óbito pós-neonatal do Modelo 6 ao Modelo 8, tendo sido a prevalência desses óbitos menor no grupo das mães analfabetas em comparação com o grupo das mães de cinco a oito anos de estudo. Já a categoria 'Anos iniciais do ensino fundamental' apresentou efeito deletério na sobrevivência no período pós-neonatal do Modelo 1 ao Modelo 7, tendo perdido significância estatística com a entrada dos anos de estudo do cônjuge/companheiro da mãe no oitavo modelo. Esse resultado sugere que os efeitos negativos produzidos por poucos anos de estudo da mãe podem ser anulados pela escolaridade do cônjuge/companheiro. No próprio Modelo 8 essa variável foi estatisticamente significativa e indicou que um ano a mais de escolaridade do cônjuge/companheiro está associado à menor razão de prevalência do óbito pós-neonatal (RP=0,84; $p<0,10$). Já a categoria 'Graduação ou mais' associou-se de maneira independente ao óbito pós-neonatal, apresentando-se como fator protetor a ocorrência desses óbitos do Modelo 1 ao Modelo 8 (TAB.23).

Portanto, tomando o oitavo modelo como referência, e considerando ser os efeitos verificados para a categoria 'Sem escolaridade' uma incorreção nos dados, pode-se dizer para dados da PNSMIPF 1986 que houve um *threshold* no nível de ensino que reúne as mães mais escolarizadas ('Graduação ou mais'), em contraste com os efeitos nulos verificados pelas demais categorias de anos de estudo maternos (TAB.23).

Tabela 23 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade pós-neonatal, PNSMIPF 1986, Brasil

Fatores Selecionados	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	1,16	1,15	1,16	0,93	0,79	0,00**	0,00**	0,00*
Anos iniciais do ensino fundamental	3,16**	3,17**	3,20**	2,72**	2,45**	2,43**	2,51*	1,42
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,27	0,27	0,27	0,29	0,29	0,24	0,22	0,32
Ensino superior ou mais	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00*
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	1,29	1,26	1,67	1,55	1,26	1,24	1,02
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	0,96	0,95	1,02	1,05	1,03	1,02	1,31
35 ou mais	-	1,21	1,18	1,27	1,28	1,64	1,66	1,80
Sexo da criança								
Feminino	-	-	0,68	0,69	0,69	0,41**	0,40**	0,47*
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	1,85	1,80	1,42	1,43	0,93
Intervalo intergenésico								
1º filho	-	-	-	2,25	2,28	2,45	2,48	1,89
10-14 meses	-	-	-	4,99**	4,85**	6,28**	6,34**	4,35**
15-35 meses	-	-	-	1,88*	1,77	2,03	2,06	1,81
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	0,67	0,79	0,78	0,75
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,37	1,35	1,61
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,32	1,31	1,28
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	1,09	1,03	1,29
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	0,93	0,80
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	1,34	1,22
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
Teste de Wald	6799,6	6713,9	6660,5	5901,6	6130,7	5301,7	8150,3	4937,8
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Mais uma vez, com base nos dados da PNDS 1996, verificou-se que no Modelo 8, com a adição da variável anos de estudo do cônjuge/companheiro da mãe os efeitos deletérios da escolaridade materna por meio das categorias 'Sem escolaridade' e 'Anos iniciais do ensino fundamental' desapareceram, tendo se mantido apenas o efeito protetor do maior nível de ensino (Graduação ou mais). Assim, pode-se dizer com base no modelo

completo que houve um *threshold* nos efeitos da escolaridade na sobrevivência no período pós-neonatal, tendo a escolaridade materna igual ou superior a 12 anos de estudo sido capaz de afetar a sobrevivência da criança em contraste com os efeitos nulos produzidos pelos os níveis de ensino maternos inferiores (TAB.24).

Tabela 24 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade pós-neonatal, PNDS 1996, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	3,91**	3,94**	3,91**	4,71**	6,00**	6,49**	6,05**	2,42
Anos iniciais do ensino fundamental	2,45**	2,46**	2,46**	2,74**	3,88**	4,08**	3,87**	2,81
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,94	0,98	0,97	1,01	2,05	2,10	2,05	2,45
Ensino superior ou mais	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	1,38	1,37	1,74	1,78	1,63	1,60	1,55
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	1,23	1,22	0,42	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
35 ou mais	-	1,15	1,14	1,00	1,61	1,56	1,46	1,53
Sexo da criança								
Feminino	-	-	0,62**	0,37**	0,27**	0,26**	0,27**	0,22**
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	1,57	0,94	0,95	0,98	0,94
Intervalo Inter-genésico								
1º filho	-	-	-	0,90	0,85	0,99	0,96	1,42
10-14 meses	-	-	-	3,33*	1,70	1,87	1,82	2,47
15-35 meses	-	-	-	1,82	1,38	1,54	1,45	1,93
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	0,36**	0,32**	0,34**	0,40*
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	0,76	0,75	0,72
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,90	1,86	1,76
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	3,15	3,40*	3,46*
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	0,51*	0,81
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	1,49	1,17
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
								0,83**
Teste de Wald	13667,5	13721,3	13508,8	4306,0	5798,4	5748,5	5684,7	5353,1
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Os resultados verificados no Modelo 8 também reforçam a hipótese de que a escolaridade do cônjuge/companheiro pode anular os efeitos deletérios de nenhum ou poucos anos de estudo da mãe por revelar-se, talvez, um indicador de condições socioeconômicas que contribuem mais para a sobrevivência das crianças. Ademais, no oitavo modelo, acréscimos na escolaridade do cônjuge/companheiro da mãe foram protetores ao óbito pós-neonatal (RP=0,83; $p<0,10$) (TAB.24).

A TAB. 25 apresenta os resultados dos modelos multivariados para a componente pós-neonatal para dados da PNDS 2006:

Tabela 25 – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade pós-neonatal, PNDS 2006, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	3,31**	3,64**	3,66**	2,28	1,80	2,74	2,21	1,36
Anos iniciais do ensino fundamental	0,89	0,94	0,94	0,61	0,43	0,41*	0,89	1,12
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,60	1,66	0,66	0,96	0,95	0,97	1,21	3,44
Ensino superior ou mais	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	2,77**	2,77**	3,62**	3,68**	3,75**	6,19**	4,52**
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	2,13	2,10	2,04	2,51	2,53	5,15*	2,81
35 ou mais	-	1,93	1,93	1,88	1,61	1,62	2,17	2,32
Sexo da criança								
Feminino	-	-	1,24	1,21	1,30	1,31	0,98	0,58
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	4,39**	4,67**	4,72**	6,48*	9,47**
Intervalo intergenésico								
1º filho	-	-	-	1,65	1,67	1,65	1,85	2,21
10-14 meses	-	-	-	5,38**	5,38**	6,68**	0,00**	0,00**
15-35 meses	-	-	-	2,56*	3,04*	3,04*	2,23	1,20
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	2,20	2,20	0,42	2,29**
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	0,62	0,40**	0,52*
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,07	0,22	0,13**
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	1,28	1,03	1,18
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	0,66	0,81
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	2,36	1,96
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
Teste de Wald	4511,9	5084,1	5092,2	5225,1	3734,2	4049,0	2852,9	2345,8
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Conforme é possível verificar, a categoria 'Graduação e mais' se destacou e apresentou efeitos consistentes do primeiro ao oitavo modelo, tendo apresentado menor prevalência do óbito pós-neonatal com relação ao grupo de referência. Portanto, no modelo completo, houve efeitos nulos dos níveis de ensino anteriores à categoria 'Graduação e mais', que por sua vez, apresentou efeitos protetores ao óbito entre pós-neonatos (TAB.25).

5.3.4 Mortalidade infantil

A TAB.26 apresenta as razões de prevalência para fatores associados ao óbito infantil na PNSMIPF 1986. Conforme é possível verificar, reunindo todas as componentes da mortalidade infantil, a maior prevalência do óbito infantil foi para a categoria 'Anos iniciais do ensino fundamental', em comparação com a categoria 'Anos finais do ensino fundamental' (Modelo 1 ao Modelo 4). Já a categoria que representa as mães analfabetas alcançou significância estatística no Modelo 6, e se manteve como fator protetor ao óbito infantil até o oitavo modelo, uma tendência que já vinha sendo apresentada nos segmentos da mortalidade infantil em 1986. Mais uma vez, tomando o Modelo 8 como referência e considerando o resultado obtido para a categoria 'Sem escolaridade' um reflexo da seletividade na subdeclaração de óbitos infantis, não se confirma para esses dados a hipótese de que há um ou mais *threshold* nos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência da criança.

Tabela 26– Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade infantil, PNSMIPF 1986, Brasil

Fatores Selecionados	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	2,01**	1,79*	1,79*	1,61	1,41	0,82	0,82	0,67
Anos iniciais do ensino fundamental	1,89**	1,80**	1,81**	1,65*	1,53	1,61	1,61	1,22
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,42	0,42	0,41	0,48	0,48	0,41	0,40	0,46
Ensino superior ou mais	0,30	0,28	0,28	0,34	0,34	0,26	0,26	0,33
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		0,92	0,91	1,15	1,10	0,84	0,84	0,74
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		1,16	1,15	1,11	1,14	1,27	1,25	1,35
35 ou mais		1,45	1,44	1,43	1,44	1,59	1,61	1,69
Sexo da criança								
Feminino			0,84	0,88	0,87	0,73	0,73	0,82
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2								
3 ou mais				2,04**	1,96**	1,76	1,77	1,47
Intervalo intergenésico								
1º filho				2,01*	1,99*	2,90**	2,93**	2,46*
10-14 meses				2,80**	2,74**	4,63**	4,61**	3,63*
15-35 meses				1,50*	1,43	2,39**	2,40**	2,22*
36 meses ou mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,71*	0,76	0,77	0,65
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						1,87**	1,88**	2,15*
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,07	1,06	0,94
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						0,88	0,88	1,03
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,85	0,76
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,19	1,16
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
								0,95
Teste de Wald	52,2	53,6	53,6	76,3	85,9	81,1	82,2	71,5
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Na PNDS 1996, a categoria 'Graduação ou mais' foi a única categoria a se associar ao óbito infantil no oitavo modelo, tendo se revelado fator deletério à sobrevivência infantil (RP=4,84; $p < 0,05$), uma tendência que já tinha sido observada no modelo neonatal para esse mesmo ponto no tempo, de existência de um *threshold* na categoria que expressa o nível máximo de escolaridade materna (TAB.27).

Tabela 27– Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade infantil, PNDS 1996, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	1,99**	2,00**	1,99**	1,67	1,38	1,42	1,36	1,04
Anos Iniciais do ensino fundamental	1,37*	1,39*	1,38*	1,14	1,07	1,09	1,04	1,19
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,54**	0,58*	0,58*	0,53	0,74	0,75	0,73	0,95
Graduação ou mais	0,36	0,39	0,39	1,21	1,85	2,19	2,01	4,84**
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19		1,45**	1,45**	1,56	1,62	1,53	1,52	1,51
20-29		-	-	-	-	-	-	-
30-34		0,95	0,94	0,30	0,22	0,23	0,22	0,27
35 e mais		1,31	1,31	0,35	0,58	0,63	0,60	0,67
Sexo da criança								
Feminino			0,74**	0,54**	0,49**	0,48**	0,49**	0,43**
Masculino			-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2				-	-	-	-	-
3 e mais				1,63*	0,93	0,88	0,89	0,96
Intervalo Intergerênico								
1º filho				0,86	0,99	1,06	1,02	1,31
10-14 meses				1,90	1,48	1,64	1,61	2,03
15-35 meses				1,41	1,47	1,59	1,52	1,89
36 meses e mais				-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim					0,31**	0,29**	0,30**	0,37**
Não					-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim						0,80	0,81	0,69
Não						-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim						1,99**	2,02**	1,95*
Não						-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim						2,00	2,15*	2,16*
Não						-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral							0,53**	0,66
Outro							-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim							1,55	1,37
Não							-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
								0,91*
Teste de Wald	33,4	39,4	42,5	59,5	60,4	83,1	94,3	114,7
Valor de p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Na TAB.28 observam-se as razões de prevalência do óbito infantil para fatores selecionados na PNDS 2006:

Tabela 28– Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade infantil, PNDS 2006, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	1,35	1,39	1,38	1,04	0,92	0,98	1,25	1,21
Anos iniciais do ensino fundamental	0,77	0,78	0,79	0,63	0,51	0,53	0,82	1,10
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,63*	0,63*	0,63*	0,78	0,81	0,79	1,72	1,18
Ensino superior ou mais	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	1,17	1,17	1,26	1,40	1,41	0,97	0,94
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	1,24	1,25	1,21	1,33	1,34	1,52	1,44
35 ou mais	-	0,87	0,87	0,79	0,78	0,79	0,63	1,17
Sexo da criança								
Feminino	-	-	0,75	0,75	0,78	0,78	0,57**	0,40**
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	3,12**	3,23**	3,27**	3,31**	2,53*
Intervalo intergenésico								
1º filho	-	-	-	1,78	1,76	1,79	1,80	2,05
10-14 meses	-	-	-	2,66**	2,92**	2,90**	1,68	2,74
15-35 meses	-	-	-	1,34	1,24	1,26	0,91	0,80
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	0,74	0,70	0,40	2,03**
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,18	1,55	1,26
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,33	0,54	0,53
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	1,02	1,00	1,47
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	1,35	1,10
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	0,84	0,65
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								0,930
Teste de Wald	15854,9	15237,7	15677,6	14801,1	13453,6	13563,8	10661,0	6672,2
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Conforme é possível verificar, as duas categorias de anos de estudo maternos que apresentaram significância estatística se revelaram protetoras ao óbito durante o primeiro ano de vida da criança. Foram elas o 'Ensino Médio', do Modelo 1 ao Modelo 3, e a categoria 'Graduação ou mais', do Modelo 1 ao Modelo 8. Tomando como referência o modelo completo, tendo sido a categoria 'Graduação ou mais' a única a alcançar

significância estatística, configurou-se um *threshold* nesse nível de ensino que se apresentou após uma sequência de efeitos nulos da escolaridade materna na sobrevivência da criança (TAB.28).

5.3.5 Mortalidade na infância

A TAB. 29 apresenta os fatores associados para a PNSMIPF 1986 na análise da mortalidade na infância. Nela, verifica-se que as categorias 'Sem escolaridade' e 'Anos iniciais do ensino fundamental' se apresentaram como fatores deletérios à sobrevivência das crianças até cinco anos de idade, do Modelo 1 ao 3 e do Modelo 1 ao 4, respectivamente. No oitavo modelo nenhuma categoria de anos de estudo se associou ao óbito na infância, indicando que na amostra de 1986, independente do nível de ensino, os efeitos que a escolaridade materna produz na sobrevivência da criança são nulos, o que rejeita a hipótese de existência de pelo menos um *threshold* para essa relação.

Sobre os resultados verificados para a mortalidade na infância na PNDS 1996, conforme tendência observada para a mortalidade infantil também para esse ponto no tempo, do Modelo 1 ao Modelo 3 as categorias de ensino que se associaram ao óbito na infância foram 'Sem escolaridade', 'Anos iniciais do ensino fundamental' e 'Ensino médio'. No Modelo 8, apenas o grupo das mães com ensino superior foi estatisticamente significativa e deletéria à sobrevivência na infância, a exemplo do que foi verificado para a mortalidade infantil para esse ponto no tempo, descrevendo um relacionamento marcado por um *threshold* na categoria 'Graduação ou mais' (TAB.30).

Tabela 29– Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade na infância, PNSMIPF 1986, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	1,32	1,38	1,37	1,05	0,93	0,98	1,27	1,20
Anos iniciais do ensino fundamental	0,82	0,84	0,84	0,68	0,56*	0,58*	0,96	1,22
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,61*	0,62*	0,62*	0,76	0,79	0,77	0,72	1,20
Ensino superior ou mais	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	1,16	1,16	1,26	1,40	1,41	0,93	0,91
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	1,18	1,20	1,14	1,24	1,25	1,39	1,33
35 ou mais	-	0,83	0,83	0,74	0,72	0,73	0,55	1,05
Sexo da criança								
Feminino	-	-	0,78	0,77	0,81	0,81	0,64*	0,44*
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	3,16**	3,27**	3,29**	3,45**	2,64**
Intervalo intergenésico								
1º filho	-	-	-	1,71	1,68	1,70	1,70	1,97
10-14 meses	-	-	-	2,41**	2,61**	2,60**	1,48	2,48
15-35 meses	-	-	-	1,22	1,12	1,13	0,81	0,73
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	0,77	0,75	0,42	2,79**
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,14	1,49	1,24
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,19	0,57	0,59
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	1,00	0,99	1,36
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	1,39	1,13
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	0,80	0,59
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
								0,93
Teste de Wald	15706,7	18465,4	18377,9	17337,2	15289,2	15382,2	11041,1	7093,03
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 30– Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade na infância, PNDS 1996, Brasil

Fatores Selecionados	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	2,25**	2,22**	2,21**	1,97	1,34	1,41	1,35	1,00
Anos iniciais do ensino fundamental	1,40**	1,40**	1,40**	1,17	1,10	1,14	1,09	1,23
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,57**	0,61*	0,60*	0,62	0,88	0,89	0,87	0,97
Ensino superior ou mais	0,35	0,38	0,38	1,24	1,89	2,18	2,04	4,96**
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	1,43**	1,43**	1,57*	1,62	1,52	1,52	1,55
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	0,89	0,89	0,29	0,21	0,22	0,21	0,27
35 ou mais	-	1,39	1,39	0,34	0,56	0,60	0,59	0,67
Sexo da criança								
Feminino	-	-	0,77*	0,56*	0,51**	0,50**	0,52**	0,42**
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	1,70*	0,99	0,94	0,95	1,01
Intervalo intergenésico								
1º filho	-	-	-	0,92	1,07	1,14	1,12	1,34
10-14 meses	-	-	-	2,14	1,74	1,93	1,92	2,32
15-35 meses	-	-	-	1,41	1,47	1,59	1,53	1,89
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	0,31**	0,28**	0,29**	0,35**
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	0,83	0,83	0,68
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,84*	1,87*	1,99*
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	2,12	2,28*	2,24*
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	0,58**	0,70
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	1,38	1,30
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
Teste de Wald	41,6	48,9	51,1	57,0	61,1	77,3	80,7	121,1
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Por fim, na PNDS 2006, os anos iniciais do ensino fundamental se apresentaram como protetores ao óbito na infância no Modelo 5 (RP=0,56; p<0,10) e no Modelo 6 (RP=0,58; p<0,10), assim como ser mãe com ensino médio foi protetor ao óbito na infância nos três primeiros modelos, e a categoria 'Graduação ou mais' apresentou as menores razões de prevalência do óbito na infância em comparação com o nível de ensino 'Anos finais do

ensino fundamental' em todos os modelos (RP=0,00; $p < 0,05$). Portanto, no modelo completo, com a categoria 'Graduação e mais' tendo sido a única estatisticamente significativa, verificou-se um *threshold* nos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência da criança para nesse nível de ensino (TAB.31).

Tabela 31– Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de fatores selecionados para a mortalidade na infância, PNDS 2006, Brasil

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Fatores Selecionados	RP							
Categorias de anos de estudo maternos								
Sem escolaridade	1,32	1,38	1,37	1,05	0,93	0,98	1,27	1,20
Anos iniciais do ensino fundamental	0,82	0,84	0,84	0,68	0,56*	0,58*	0,96	1,22
Anos finais do ensino fundamental	-	-	-	-	-	-	-	-
Ensino médio	0,61*	0,62*	0,62*	0,76	0,79	0,77	0,72	1,20
Ensino superior ou mais	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho								
10-19	-	1,16	1,16	1,26	1,40	1,41	0,93	0,91
20-29	-	-	-	-	-	-	-	-
30-34	-	1,18	1,20	1,14	1,24	1,25	1,39	1,33
35 ou mais	-	0,83	0,83	0,74	0,72	0,73	0,55	1,05
Sexo da criança								
Feminino	-	-	0,78	0,77	0,81	0,81	0,64*	0,44*
Masculino	-	-	-	-	-	-	-	-
Parturição								
1-2	-	-	-	-	-	-	-	-
3 ou mais	-	-	-	3,16**	3,27**	3,29**	3,45**	2,64**
Intervalo intergenésico								
1º filho	-	-	-	1,71	1,68	1,70	1,70	1,97
10-14 meses	-	-	-	2,41**	2,61**	2,60**	1,48	2,48
15-35 meses	-	-	-	1,22	1,12	1,13	0,81	0,73
36 meses ou mais	-	-	-	-	-	-	-	-
Se fez pré-natal								
Sim	-	-	-	-	0,77	0,75	0,42	2,79**
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,14	1,49	1,24
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se assiste televisão toda semana								
Sim	-	-	-	-	-	1,19	0,57	0,59
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Se ouve rádio todos os dias								
Sim	-	-	-	-	-	1,00	0,99	1,36
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Origem da água para consumo								
Rede geral	-	-	-	-	-	-	1,39	1,13
Outro	-	-	-	-	-	-	-	-
Esgotamento sanitário adequado								
Sim	-	-	-	-	-	-	0,80	0,59
Não	-	-	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo do cônjuge/companheiro								
								0,93
Teste de Wald	15706,7	18465,4	18377,9	17337,2	15289,2	15382,2	11041,1	7093,03
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

De um modo geral, pode-se dizer que a Análise 2 cumpriu o seu papel em verificar a existência de *thresholds* nos efeitos de categorias de escolaridade materna na sobrevivência da criança. À parte dos efeitos protetores do grupo das mães com zero anos de estudo, e que possivelmente foram devidos às incorreções nos dados, o que se verificou de um modo geral nas amostras analisadas foi ausência ou presença de pelo menos um *threshold* nos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência da criança.

Seguindo tendência observada nos resultados obtidos pela Análise 1, nos dados da amostra de 1986 para os segmentos neonatal precoce e neonatal houve nulidade de efeitos da escolaridade materna na sobrevivência no período neonatal precoce e neonatal. Pode ser que nesses casos, fatores de natureza biológica e relacionados à assistência podem ter feito mais a diferença para a sobrevivência da criança. No modelo completo, a prevalência do óbito neonatal precoce foi menor no grupo das mulheres que tiveram nascidos vivos aos 35 anos de idade ou mais (RP=0,00; $p<0,05$) e que receberam atendimento pré-natal (RP=0,31; $p<0,05$). Já a prevalência do óbito neonatal foi maior no grupo das mulheres com um curto intervalo intergenésico anterior, representado pela categoria '15 a 35 meses' (RP=2,50; $p<0,10$). A escolaridade materna pode ter atuado por meio dessas características, tendo em vista que, de um lado, mães bem escolarizadas podem postergar o nascimento do primeiro filho para as idades mais avançadas e apresentarem maiores cuidados com a saúde da criança antes mesmo do parto, como a maior utilização de serviços de atendimento pré-natal. Por outro lado, mães com baixo nível educacional podem fazer menor uso de métodos contraceptivos e ter filhos em curtos intervalos intergenésicos (Conde-Agudelo, Rosas-Bermúdez & Kafury-Goeta, 2006), o que por sua vez relaciona-se a fatores como a depleção materna que pode implicar prejuízos à saúde da criança (Stephansson, Dickman & Cnattingius, 2003; Cleland *et al*, 2012).

Já no segmento pós-neonatal, dados da PNSMIPF 1986 para o modelo completo indicaram a presença de um *threshold* no nível de ensino 'Graduação ou mais', quebrando uma sequência de efeitos nulos da escolaridade da mãe ao apresentar-se com uma prevalência menor do óbito pós-neonatal com relação à categoria 'Anos finais do ensino fundamental'. Esse resultado sugere que, agrupando as mães com mesmo nível

de ensino em vez de considerar efeitos de ganhos no estoque de educação formal delas, verifica-se atuação distinta da educação superior frente aos demais níveis de ensino na mortalidade pós-neonatal. Considerando que esse segmento da mortalidade infantil recebe maior influência de características socioeconômicas (Alves *et al*, 2008) pode ser que a escolaridade materna em seu nível mais elevado tenha expressado um nível de riqueza capaz de afetar a sobrevivência da criança nas idades em que ela interage mais com o ambiente em que vive. Também para resultados da amostra de 1986, não foram observados *thresholds* nos efeitos da escolaridade materna na mortalidade infantil e na infância.

Já com relação aos resultados obtidos para a amostra de 1996, também foi verificado um *threshold* na categoria 'Graduação ou mais' nas análises para a mortalidade neonatal, pós-neonatal, infantil e na infância. Ao contrário do que foi verificado nos dados da PNSMIPF 1986, a prevalência do óbito neonatal e na infância para a categoria das mães com ensino superior foi maior com relação à categoria de referência, o que conforme já mencionado pode ter sido fruto dos maiores riscos associados a fatores relacionados com a maior escolaridade materna, como a postergação do nascimento do primeiro filho para idades mais avançadas, quando também é possível que desordens de natureza biológica da mãe nas idades avançadas podem ser deletérias à sobrevivência na infância (Araújo, 2005).

No que se refere aos resultados obtidos para a PNDS 2006, verificou-se em todos os segmentos da mortalidade infantil e mortalidade na infância efeitos nulos dos níveis de ensino até o grupo 'Gradação ou mais', que reuniu as menores prevalências do óbito de menores de cinco anos de idade, comparativamente à categoria de referência. Um dos argumentos utilizados nessa tese para a existência de um *threshold* na educação materna é a qualidade do ensino. Todavia, o esperado nessa situação seria obter um ponto de corte ao redor do ensino fundamental conforme indicado na literatura (Charmarbagwala *et al*, 2004; Ahmed & Iqbal; 2007) e não um nível de ensino tão elevado quanto o verificado em todas as componentes da mortalidade infantil e mortalidade na infância em 2006 e em boa parte dos resultados obtidos nos dados para os outros pontos no tempo. É bem verdade que os indicadores educacionais no Brasil com relação à qualidade no ensino

não têm apresentado grandes avanços nas últimas décadas (Ramos, 2010; Pinto, 2012), porém, frente às recentes expansões do ensino básico, especialmente, é pouco provável que até o ensino superior a qualidade da educação tenha sido tão baixa a ponto de não produzir qualquer efeito na sobrevivência infantil e na infância.

Essas e outras questões são mais bem elaboradas com a aplicação da Análise 3 a ser apresentada no Capítulo 6. Utilizando modelos de regressão *spline* linear, ou seja, considerando uma relação não linear entre a variável de mortalidade e a educação materna, na presença e na ausência de fatores associados, foi possível verificar se há repetição do padrão obtido pela Análise 2 de efeitos nulos ou presença de um único *threshold*. Essa análise também acrescenta a localização do(s) ponto(s) de quebra(s) da curva por anos de estudo discretos completados com sucesso pela mãe, representando um avanço com relação à análise anterior que considera que os efeitos da escolaridade materna são homogêneos (protetores, deletérios ou nulos) dentro de cada nível de ensino. Com base na literatura revista, é possível que os efeitos de cada ponto discreto da distribuição de escolaridade da mãe sobre as chances de ocorrência do óbito de menores de cinco anos de idade sejam distintos, e isso será mais bem explorado na análise seguinte.

6 RESULTADOS PARA OS MODELOS DE REGRESSÃO SPLINE LINEAR

Conforme já mencionado, foram escolhidos modelos de regressão *spline linear* para a Análise 3, que testa a hipótese de existência de um ou mais *thresholds* nos efeitos da escolaridade materna na mortalidade neonatal precoce, neonatal, pós-neonatal, infantil e na infância nos três pontos no tempo considerados. A definição desses pontos de quebra da curva foi realizada por meio do Critério de Informação de Akaike (AIC). Para cada componente da mortalidade infantil e mortalidade na infância foram empregados modelos de regressão de Poisson utilizando-se uma função *spline linear*, elegendo pontos de quebras da curva com base nos anos de estudo completados com sucesso pela mãe. A referência para o emprego dessas regressões foram modelos com significância estatística global dos parâmetros e com efeitos estatisticamente significativos dos anos de estudo maternos, sendo ambos provenientes da Análise 1, que utilizou a escolaridade materna em seu nível contínuo de mensuração em modelos de regressão de Poisson clássicos.

Foram utilizados também modelos de regressão *spline linear* tendo como pontos de quebra da curva a divisão da distribuição de anos de estudo maternos em cinco partes iguais (quatro nós) e também, em percentis (quatro nós). Os valores de AIC de todos os modelos de regressão de Poisson com função *spline linear* foram comparados, também, ao AIC dos modelos de regressão linear clássicos, a fim de se verificar se o relacionamento linear que eles expressam (número de pontos de quebra da curva igual a zero) representa o melhor ajuste da relação entre os anos de estudo maternos e a ocorrência/não ocorrência do óbito infantil e na infância. O modelo que apresentou o menor valor de AIC foi considerado o de melhor ajuste, sendo, portanto, o ponto de quebra da curva indicado por ele considerado o ponto ótimo de localização do *threshold* dos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência da criança. Após esse procedimento, foram apresentados os efeitos marginais nos segmentos vizinhos a cada ponto de quebra da curva nos modelos para as componentes da mortalidade infantil e na infância que alcançaram significância global dos parâmetros. As tabelas contendo as

razões de prevalência para todos os fatores associados dos modelos de regressão de Poisson com base na função *spline* linear são apresentados no Anexo.

6.1 Mortalidade neonatal precoce

Iniciando pelos dados da PNSMIPF 1986, são apresentados os valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelo de regressão de Poisson clássico e ajustados for função *spline* linear. A primeira coluna da TAB.32 apresenta o número de nós dos modelos estimados, sendo que, nesse caso, o modelo com nó igual a zero corresponde ao modelo clássico de regressão de Poisson utilizando-se uma função *spline* linear considerando como pontos de quebra da curva cada ano discreto de escolaridade materna, e quatro nós se refere aos pontos de quebra da curva distribuídos equitativamente e por meio de percentis, utilizando-se, também funções não lineares. A localização dos pontos de quebra da curva são indicados na segunda coluna, sendo que, no caso da PNSFMIP 1986, foram utilizados valores de um a 17 anos discretos de estudo da mãe, valores iguais a 3,4; 6,8; 10,2 e 13,6 anos de estudo maternos considerando mesma distância entre os nós, e valores iguais a um, três, cinco e oito anos de estudo da mulher para nós localizados nos percentis 20, 40, 60 e 80, respectivamente. A tabela encontra-se ordenada por ordem decrescente dos valores de AIC (terceira coluna) de cada um dos 25 modelos ajustados pelas variáveis incluídas no Modelo 1, Modelo 2 e Modelo 3 (modelos com significância estatística dos anos de estudo maternos na Análise 1), considerando número e localização distintas dos pontos de quebra da curva. O objetivo é alcançar um modelo com menor escore de AIC, ou seja, na primeira linha da tabela encontra-se o modelo de pior ajuste, e na última linha, o de melhor.

No caso dos modelos para a mortalidade neonatal precoce na PNSFMIP, verifica-se que os menores valores de AIC foram indicados para o modelo de regressão de Poisson clássico, ou seja, o modelo sem nós. Esses resultados sugerem que a relação linear entre os anos de estudo maternos e a variável de ocorrência do óbito durante a primeira semana de vida da criança na amostra de 1986, é mais bem representada por um modelo sem qualquer nó, ou seja, absolutamente linear. Esse resultado corrobora a hipótese do

gradiente socioeconômico ao indicar ausência de *threshold*, que, segundo autores como Cleland (2010), é aspecto crucial no relacionamento entre escolaridade materna e sobrevivência da criança.

Tabela 32 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade neonatal precoce, PNSMIPF 1986, Brasil

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos		
Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC
4	3,4	365,2272	4	3,4	366,6957	4	3,4	368,3051
4	6,8	365,2272	4	6,8	366,6957	4	6,8	368,3051
4	10,2	365,2272	4	10,2	366,6957	4	10,2	368,3051
4	13,6	365,2272	4	13,6	366,6957	4	13,6	368,3051
4	1	364,4252	4	1	365,8447	4	1	367,4936
4	3	364,4252	4	3	365,8447	4	3	367,4936
4	5	364,4252	4	5	365,8447	4	5	367,4936
4	8	364,4252	4	8	365,8447	4	8	367,4936
1	8	361,2285	1	6	362,4108	1	9	364,0478
1	16	361,1910	1	9	362,4106	1	7	364,0475
1	9	361,1500	1	7	362,4097	1	6	364,0473
1	7	361,1441	1	5	362,4073	1	5	364,0405
1	6	361,1137	1	4	362,3754	1	4	364,0013
1	5	361,0808	1	16	362,3469	1	16	363,9855
1	15	361,0440	1	10	362,3414	1	10	363,9777
1	4	360,9817	1	8	362,3345	1	8	363,9756
1	10	360,9424	1	14	362,2798	1	14	363,9150
1	14	360,9047	1	11	362,1935	1	11	363,8301
1	11	360,7437	1	13	362,1777	1	13	363,8120
1	13	360,7293	1	12	362,1724	1	12	363,8080
1	12	360,7156	1	15	362,1452	1	15	363,7845
1	3	360,1409	1	3	361,8602	1	3	363,4648
1	2	359,8531	1	2	361,6599	1	2	363,2716
1	1	359,7365	1	1	361,4870	1	1	363,1210
0	-	359,2291	0	-	360,4108	0	-	362,0479

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

Para dados da PND 1996 e da PND 2006 não houve significância global dos parâmetros e/ou da variável anos de estudo maternos para a componente neonatal precoce, portanto, esses modelos não foram considerados nessa análise. A perda de significância estatística dos anos de estudo maternos nas amostras de 1996 e 2006, ao menos nos modelos multivariados que adicionaram como controle a idade da mãe ao ter o filho e o sexo da criança, pode estar relacionada ao fato de que, do ponto mais defasado no tempo (1986) para os mais recentes (1996 e 2006), o efeito produzido pela

escolaridade materna pode ter acompanhado as variações na estrutura de causas de óbitos neonatais precoces no período analisado.

No Brasil como um todo, desde 1980 as afecções perinatais predominam sobre as demais causas no segmento neonatal precoce, sendo que nos períodos de referência das três amostras analisadas (1981-1986 para a PNSMIPF 1986, 1991-1996 para a PNDS 1996, e 2001-2006 para a PNDS 2006), esse grupo de causas apresentou tendência de redução e a um ritmo lento (85,2%, 85,7% e 83%, respectivamente) (Datusus, 2013). As afecções perinatais incluem causas como hipóxias, as asfixias ao nascer e os traumas de parto, e que são potencialmente evitáveis, sobretudo por ação dos serviços de atenção à saúde prestados à mãe e à criança antes, durante e imediatamente após o parto (Drummond, Machado & França, 2007; Lansky *et al*, 2009). Porém, destaca-se o papel desempenhado pelas anomalias congênitas que representaram a segunda maior causa do óbito neonatal precoce em todos os períodos analisados, tendo passado de 7,2% no período de referência da PNSMIPF 1986 para 9,51% no período 1991-1996, e atingido o patamar de 13,3% no período 2001-2006 (Datusus, 2013).

Considerando esses cenários de composição da estrutura de causas de óbitos neonatais precoces no Brasil, é possível que a perda de efeitos da escolaridade materna nos dados das amostras de 1996 e 2006 esteja relacionada ao aumento proporcional das causas de óbitos relacionadas às anomalias congênitas no tempo, cujo controle por meio de condições socioeconômicas e da assistência em saúde é mais difícil (Lansky *et al*, 2009; Luquetti & Koifman, 2013). Ademais, é no período de referência da PNSMIPF 1986 que se verificou o maior residual de óbitos neonatais precoces por causas relacionadas a fatores exógenos, como as doenças infecciosas e parasitárias (1,3%) e as doenças respiratórias (2,8%), e isso pode ter se refletido nos dados analisados e interagido com os efeitos da escolaridade materna na amostra de 1986. No período de referência 1991-1996 essas causas de óbito alcançaram 0,56% e 1,24%, e no período 2001-2006 elas foram iguais a 0,32% e 0,40%, respectivamente (Datusus, 2013).

6.2 Mortalidade neonatal

Na sequência, foram comparados os valores de AIC para modelos da mortalidade neonatal para dados da PNSMIPF 1986, tendo sido o melhor ajuste indicado para um modelo de regressão *spline* linear, com um ponto de quebra e localizado na escolaridade materna igual a um (Modelo 1), e dois modelos de regressão de Poisson clássico (Modelo 2 e Modelo 3), ou seja, com número de nós igual a zero. Considerando, portanto, apenas o Modelo 3 que incluiu o maior número de fatores associados entre os modelos analisados, não se confirma a hipótese de existência de um ou mais *threshold* nos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência da criança durante seu primeiro mês de vida (TAB.33).

Tabela 33 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade neonatal, PNSMIPF 1986, Brasil

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos		
Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC
4	3,4	477,6103	4	3,4	476,1418	4	3,4	478,1008
4	6,8	477,6103	4	6,8	476,1418	4	6,8	478,1008
4	10,2	477,6103	4	10,2	476,1418	4	10,2	478,1008
4	13,6	477,6103	4	13,6	476,1418	4	13,6	478,1008
4	1	475,9123	4	1	474,4114	4	1	476,3758
4	3	475,9123	4	3	474,4114	4	3	476,3758
4	5	475,9123	4	5	474,4114	4	5	476,3758
4	8	475,9123	4	8	474,4114	4	8	476,3758
1	10	474,7354	1	11	473,2571	1	11	475,2447
1	7	474,7269	1	14	473,2571	1	14	475,2447
1	16	474,6829	1	12	473,2564	1	6	475,2423
1	14	474,6643	1	6	473,2543	1	13	475,2409
1	11	474,6529	1	13	473,2534	1	12	475,2400
1	12	474,6295	1	5	473,2295	1	5	475,2153
1	13	474,6137	1	16	473,1648	1	16	475,1527
1	6	474,5696	1	4	473,1582	1	4	475,1420
1	8	474,5090	1	7	473,1388	1	7	475,1279
1	9	474,4707	1	10	473,0336	1	10	475,0212
1	15	474,4594	1	15	472,8370	1	15	474,8253
1	5	474,3679	1	3	472,4313	1	3	474,4089
1	4	474,2300	1	8	472,4138	1	8	474,4032
1	3	473,0635	1	9	472,3590	1	9	474,3473
0	-	472,7430	1	2	472,0704	1	2	474,0492
1	2	472,5658	1	1	471,8921	1	1	473,8759
1	1	472,5182	0	-	471,2573	0	-	473,2449

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

Para a localização dos pontos de quebra da curva utilizando dados da PNDS 1996 foram utilizados valores de um a 16 anos discretos de estudo da mãe, valores iguais a 3,8; 7,6; 11,4 e 15,2 anos de estudo maternos considerando mesma distância entre os nós, e valores iguais a dois, quatro, seis e nove anos de estudo da mulher para nós localizados nos percentis 20, 40, 60 e 80, respectivamente (TAB.34).

Tabela 34 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade neonatal, PNDS 1996, Brasil

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos		
Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC
4	2	880,2611	4	2	878,2319	4	2	879,9262
4	4	880,2611	4	4	878,2319	4	4	879,9262
4	6	880,2611	4	6	878,2319	4	6	879,9262
4	9	880,2611	4	9	878,2319	4	9	879,9262
4	3,8	878,5322	4	3,8	876,8312	4	3,8	878,4903
4	7,6	878,5322	4	7,6	876,8312	4	7,6	878,4903
4	11,4	878,5322	4	11,4	876,8312	4	11,4	878,4903
4	15,2	878,5322	4	15,2	876,8312	4	15,2	878,4903
1	12	876,3143	1	4	873,7519	1	4	875,4219
1	11	876,3127	1	12	873,7472	1	12	875,4166
1	16	876,2900	1	10	873,7421	1	10	875,4138
1	13	876,2615	1	13	873,7353	1	13	875,4084
1	14	876,2511	1	16	873,7337	1	16	875,4058
1	4	876,2438	1	11	873,7304	1	14	875,4031
1	1	876,2397	1	14	873,7300	1	11	875,3989
1	10	876,2124	1	1	873,7191	1	1	875,3889
1	3	876,1588	1	3	873,7182	1	3	875,3870
1	2	876,0634	1	2	873,6327	1	2	875,3046
1	9	875,8832	1	9	873,6068	1	9	875,2775
1	15	875,7777	1	6	873,5306	1	6	875,1945
1	5	875,7376	1	5	873,5086	1	5	875,1711
1	6	875,7200	1	15	873,2790	1	15	874,9545
1	8	875,1116	1	7	873,1016	1	7	874,7659
1	7	875,0846	1	8	873,0967	1	8	874,7622
0	-	874,3148	0	-	871,7537	0	-	873,4245

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

Para dados dessa amostra, o melhor ajuste verificado para a mortalidade neonatal também foi o do modelo clássico sem qualquer *threshold*, conforme indicados pelos valores de AIC. Assim como o observado para a mortalidade neonatal precoce na PNSMIPF 1986 e tomando como referência o Modelo 3, esse resultado também reforça a hipótese derivada do gradiente socioeconômico (TAB.34).

No caso dos dados provenientes da PNDS 2006, foram utilizados como nós os anos de estudo discretos da mãe entre um e 12, valores iguais a 2,4; 4,8; 7,2 e 9,6 anos de estudo maternos considerando mesma distância entre os nós, e valores iguais a quatro, seis, oito e 11 anos de estudo da mulher para nós localizados nos percentis 20, 40, 60 e 80, respectivamente (TAB.35).

Tabela 35 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade neonatal, PNDS 2006, Brasil

Modelo 3		
Anos de estudos maternos		
Quantidade de nós	Localização	AIC
1	1	721,7619
1	2	721,6164
1	3	720,9314
0	-	720,4966
1	6	720,4966
1	4	720,2268
1	5	718,3101
4	4	717,6398
4	6	717,6398
4	8	717,6398
4	11	717,6398
1	7	716,9035
1	11	716,5089
4	2,4	715,5494
4	4,8	715,5494
4	7,2	715,5494
4	9,6	715,5494
1	8	715,2169
1	9	712,8614
1	10	710,5559

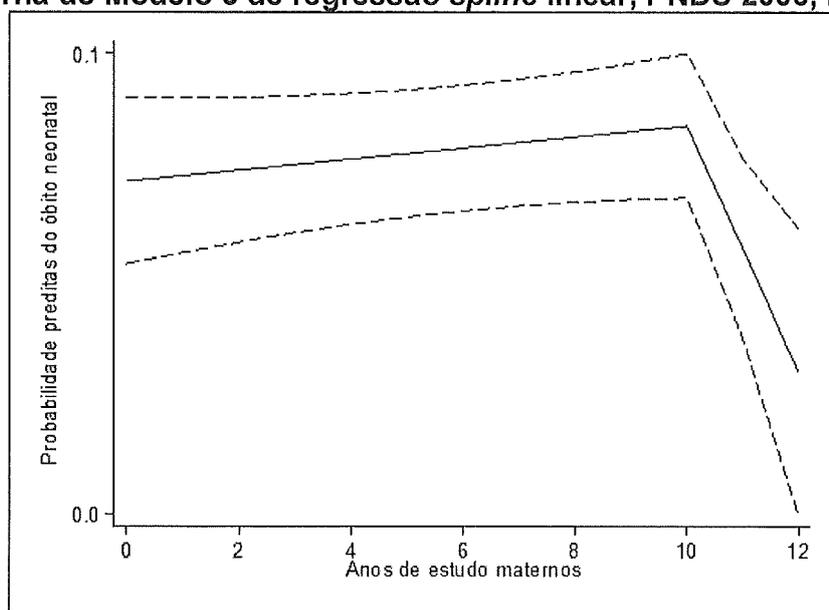
Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

Nessa amostra, o Modelo 3 que controla a relação entre anos de estudo maternos pela idade da mãe ao ter o filho e o sexo da criança foi o único a ser analisado. Em contraste ao verificado nas amostras anteriores para os resultados obtidos no terceiro modelo, o ponto ótimo de localização do *threshold* indicado pelos escores de AIC foi a escolaridade materna igual a dez, um resultado que se relaciona ao ponto de corte ainda mais elevado

que foi encontrado na Análise 2 (Graduação ou mais) para a mudança de efeitos entre as categorias de anos de estudo maternos (TAB.35).

Na sequência dessa análise, verifica-se que as probabilidades preditas do óbito neonatal até o décimo ano de estudo materno não alcançaram significância estatística, ou seja, nesse segmento da distribuição da escolaridade materna os efeitos na sobrevivência da criança foram nulos, apesar do gráfico ter exibido uma tendência de crescimento nas probabilidades preditas. Já no segmento de 11 anos de escolaridade e mais, a escolaridade materna foi protetora ao óbito neonatal, com uma razão de prevalência marginal desse óbito igual a 0,26 e estatisticamente significativa ao nível de 5%. Em outras palavras esse efeito quer dizer que a partir desse ponto de quebra da curva a prevalência do óbito neonatal foi 74% menor com relação à prevalência do óbito neonatal no segmento anterior (GRAF.1).

Gráfico 1 – Probabilidades preditas da ocorrência do óbito neonatal e escolaridade materna do Modelo 3 de regressão *spline* linear, PNDS 2006, Brasil*



Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*Linhas tracejadas representam os intervalos de confiança ao nível de 5%, e a linha contínua as probabilidades preditas da ocorrência do óbito infantil e na infância por anos de estudo maternos.

Pode-se dizer, portanto, que para dados da amostra de 2006, corrobora-se a hipótese de existência de pelo menos um *threshold* nos efeitos da escolaridade materna na mortalidade neonatal. Ainda com relação ao Modelo 3 para esse ponto no tempo, destacou-se o efeito da variável sexo da criança (RP=0,60; $p < 0,05$) que, de acordo com o esperado, indicou fragilidade do sexo masculino em relação ao feminino.

Em resumo, nas amostras de 1986 e 1996 o formato linear entre essas dimensões foi a que melhor se ajustou aos dados do terceiro modelo, ao passo que no período mais recente, o melhor ajuste dos dados foi para um modelo com *threshold* situado na escolaridade materna igual a 10. Como contexto, se analisada a estrutura de causas de óbitos neonatais no Brasil nos períodos de referência das três amostras, verificam-se as afecções perinatais como principal causa (71,3% no período de referência da PNSFMIP 1986, 78,6% no período de referência da PNDS 1996, e 80,8% no período de referência da PNDS 2006) e as anomalias congênitas ocupando a segunda posição (6,93% no período de referência da PNSFMIP 1986, 10,1% no período de referência da PNDS 1996, e 14% no período de referência da PNDS 2006) (Datusus, 2013).

No Brasil, somente a partir de 1999 houve expansão de tecnologias importantes para a sobrevivência infantil, como por exemplo, a assistência pré-natal, leitos de UTIN e a utilização de surfactante exógeno para tratamento da doença da membrana hialina (ou síndrome do desconforto respiratório) que constitui a principal causa de óbito no período neonatal (Almeida et al, 2007; Lansky et al, 2009). No período recente, essas e outras intervenções em saúde contribuíram para a viabilidade de gravidezes de alto risco e nascimentos de crianças cada vez mais prematuras e de baixo peso (Assis, Machado & Rodrigues, 2008; Lansky et al, 2009), o que, paradoxalmente, relaciona-se à pequena variação no tempo do óbito neonatal por afecções perinatais (Lansky et al, 2009).

No período de referência da PNDS 2006, que representa fase posterior à implantação do Sistema Único de Saúde (SUS) e da introdução de tecnologias médicas no campo da atenção à saúde infantil, o acesso aos serviços básicos à saúde da criança, como o atendimento pré-natal, já se encontravam próximos à universalização (Centro Brasileiro de Análise e Planejamento, 2008), porém, o mesmo pode não ter ocorrido com o acesso

aos serviços de alta complexidade, que talvez tenham se concentrado nos segmentos mais abastados da população. Essa desigualdade entre os mais ricos e as demais classes sociais no acesso aos serviços de saúde voltados, especialmente, para a viabilidade de gravidezes e recém-nascidos em condições críticas de saúde, pode ser uma explicação para o elevado *threshold* encontrado nos efeitos da escolaridade materna na mortalidade neonatal para 2006. Victora *et al* (2000) explicam as desigualdades socioeconômicas na ocorrência do óbito infantil entre crianças de baixo peso ao nascer encontradas para uma amostra de crianças brasileiras como uma consequência da rápida adoção de novas tecnologias como as UTINs e a terapia com surfactante exógeno pelas camadas mais ricas da população e a insuficiente cobertura desses recursos nas outras classes sociais. Quando as inovações no campo médico são acessadas em maior número pelos grupos mais bem favorecidos economicamente, em comparação com os demais, configura-se uma “desigualdade de topo”, que tende a ceder com o aumento, ao longo dos anos, da cobertura das intervenções médicas nos outros segmentos da população (Victora *et al*; 2005; Barros *et al*, 2010; Victora & Barros, 2013).

Já no caso dos períodos de referência das amostras de 1986 e de 1996, que são anteriores à introdução e/ou expansão dessas tecnologias em saúde neonatal, e quando, possivelmente, não havia recursos de elevada complexidade que pudessem ser apropriados por camadas específicas da população, é possível que tenha atuado uma desigualdade de linear (Victora & Barros, 2013), tendo em vista que a distância na cobertura de atendimentos básicos em saúde neonatal entre os grupos sociais era basicamente a mesma. E isso pode ser a explicação para o formato linear, sem qualquer *threshold*, entre escolaridade materna e sobrevivência durante o primeiro mês de vida da criança obtido nos dados da PNSMIP 1986 e 1996, tomando como referência o modelo ajustado pela idade da mãe ao ter o filho e o sexo da criança.

6.3 Mortalidade pós-neonatal

Nas análises para a mortalidade pós-neonatal para dados da PNSMIPF 1986, em todos os sete modelos analisados o ponto ótimo de localização da curva foi o primeiro ano de estudo (TAB.36).

Tabela 36 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade pós-neonatal, PNDS 1986, Brasil

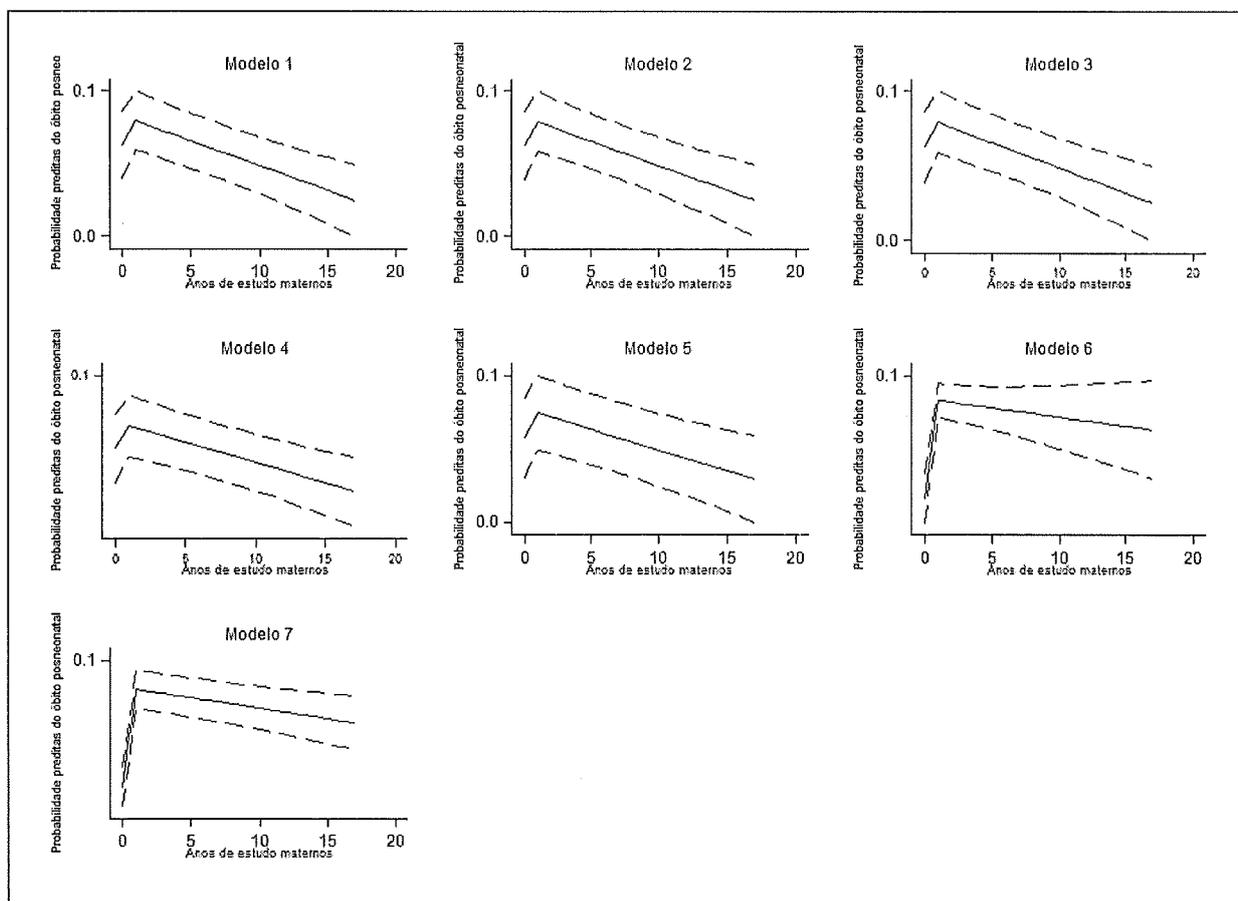
Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
Anos de estudos maternos											
Quantidade de nós	Localização	AIC									
4	3,4	529,8550	4	3,4	535,2026	4	3,4	534,8936	1	4	528,1100
4	6,8	529,8550	4	6,8	535,2026	4	6,8	534,8936	4	3,4	522,2170
4	10,2	529,8550	4	10,2	535,2026	4	10,2	534,8936	4	6,8	522,2170
4	13,6	529,8550	4	13,6	535,2026	4	13,6	534,8936	4	10,2	522,2170
1	16	529,7343	1	16	534,7829	1	16	534,6344	4	13,6	522,2170
1	15	529,6314	1	15	534,6882	1	15	534,5425	1	16	522,1251
1	14	529,2930	1	14	534,3793	1	14	534,2421	1	15	522,0357
1	13	529,1689	1	13	534,2659	1	13	534,1208	1	14	521,7121
1	12	529,0528	1	12	534,1595	1	12	534,0250	1	13	521,5483
1	11	528,9670	1	11	534,0795	1	11	533,9348	1	12	521,4304
1	10	528,5514	1	10	533,7490	1	10	533,6036	1	11	521,3302
1	9	528,2432	1	9	533,4810	1	9	533,3263	1	10	520,8326
1	8	527,9482	1	8	533,2007	1	8	533,0332	1	9	520,5576
0	-	527,7603	0	-	532,8073	0	-	532,6582	1	8	520,2152
1	5	527,0535	1	5	532,3833	1	7	532,1070	0	-	520,1475
1	7	526,9977	1	7	532,3085	1	5	532,1006	1	7	519,0445
1	6	526,3620	1	6	531,7121	1	6	531,4844	1	5	519,0025
1	4	525,8811	1	4	531,1946	1	4	530,8616	1	6	518,3125
1	3	523,0942	1	3	528,4833	1	3	528,2359	1	2	516,1896
1	2	522,5688	1	2	527,8702	1	2	527,7210	1	3	515,8326
4	1	519,6582	4	1	524,9455	4	1	524,9109	4	1	513,8074
4	3	519,6582	4	3	524,9455	4	3	524,9109	4	3	513,8074
4	5	519,6582	4	5	524,9455	4	5	524,9109	4	5	513,8074
4	8	519,6582	4	8	524,9455	4	8	524,9109	4	8	513,8074
1	1	514,3745	1	1	519,6568	1	1	519,5385	1	1	508,1654
Modelo 5			Modelo 6			Modelo 7					
Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos					
Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC			
1	4	525,9796	1	4	340,1616	4	1	*			
1	16	522,8747	4	3,4	337,3379	4	3	*			
1	15	522,7740	4	6,8	337,3379	4	5	*			
4	3,4	522,6098	4	10,2	337,3379	4	8	*			
4	6,8	522,6098	4	13,6	337,3379	1	4	343,7479			
4	10,2	522,6098	4	1	334,9440	4	3,4	340,9325			
4	13,6	522,6098	4	3	334,9440	4	6,8	340,9325			
1	14	522,4177	4	5	334,9440	4	10,2	340,9325			
1	13	522,2381	4	8	334,9440	4	13,6	340,9325			
1	12	522,1089	1	16	333,3959	1	16	337,0624			
1	11	522,0032	1	15	333,3478	1	15	337,0158			
1	10	521,4006	1	14	333,1952	1	14	336,8640			
1	9	521,0651	1	13	333,0968	1	13	336,7647			
0	-	520,9000	1	12	333,0408	1	12	336,7084			
1	8	520,6746	1	11	332,9725	1	11	336,6357			
1	7	519,4179	1	10	332,9405	1	10	336,5796			
1	5	519,3652	1	9	332,8546	1	9	336,4852			
1	6	518,6234	1	2	332,7492	1	2	336,3516			
1	2	516,7426	1	8	332,6873	1	8	336,3075			
1	3	516,2818	1	5	332,5285	1	5	336,1389			
4	1	514,4746	1	7	332,1159	1	7	335,7203			
4	3	514,4746	1	6	331,7965	1	6	335,3981			
4	5	514,4746	1	3	331,7808	1	3	335,3739			
4	8	514,4746	0	-	331,4068	0	-	335,0732			
1	1	508,8678	1	1	329,3397	1	1	332,8297			

*Sem convergência do modelo

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

Na sequência, apresenta-se o comportamento dos anos de estudo maternos antes e após o primeiro ano, sendo que em todos os sete modelos os dois segmentos divididos por esse nó alcançaram significância estatística ao nível de 5%. Conforme é possível observar do Modelo 1 ao Modelo 7, até o primeiro ano de estudo os riscos de ocorrência do óbito pós-neonatal foram crescentes, e a partir desse ponto, cada ano adicional esteve associado à redução marginal desses riscos (GRAF.2).

Gráfico 2 – Probabilidades previstas da ocorrência do óbito pós-neonatal e escolaridade materna dos modelos de regressão *spline* linear, PNSMIPF 1986, Brasil*



Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*Linhas tracejadas representam os intervalos de confiança ao nível de 5%, e a linha contínua as probabilidades previstas da ocorrência do óbito infantil e na infância por anos de estudo maternos.

Tomando como referência os resultados obtidos no Modelo 7 que representa o modelo com maior número de fatores associados incluídos, confirma-se a hipótese de existência de pelo menos um *threshold* nos efeitos da escolaridade materna. No período de referência da PNSMIPF 1986 para o Brasil, entre as principais causas do óbito no período pós-neonatal se destacavam as doenças infecciosas e parasitárias (29,8%) (Datusus, 2013), que se encontram relacionadas às condições precárias de saneamento básico, higiene, e também a fatores como o desmame precoce e as deficiências nutricionais durante a infância (Vilela, Bonfim & Medeiros, 2008; Brasil, 2009). É possível que uma mãe com um ano de estudo ou menos entrevistada em 1986 se encontrasse não apenas mais exposta às condições ambientais propícias para o adoecimento de suas crianças, como também, aos hábitos e condutas deletérios à sobrevivência dos filhos. Fatores como a baixa habilidade cognitiva associada a pouquíssimos anos de estudo podem explicar o fato deles serem prejudiciais à saúde da criança (Basu & Stephenson, 2005; Ahmed & Iqbal, 2007), conforme verificado nos resultados para a mortalidade pós-neonatal para dados da amostra de 1986.

Já com relação aos resultados obtidos em 1996, verificou-se padrão distinto aos dados da amostra de 1986 no que se refere à localização ótima dos *thresholds* para a mortalidade pós-neonatal. Do Modelo 1 ao Modelo 3, o modelo de regressão de Poisson sem nós obteve o melhor ajuste segundo os escores de AIC, ao passo que do Modelo 4 ao Modelo 7 o modelo selecionado foi com um único nó e localizado na escolaridade materna igual a dez (TAB.37).

Tabela 37 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade pós-neonatal, PNDS 1996, Brasil

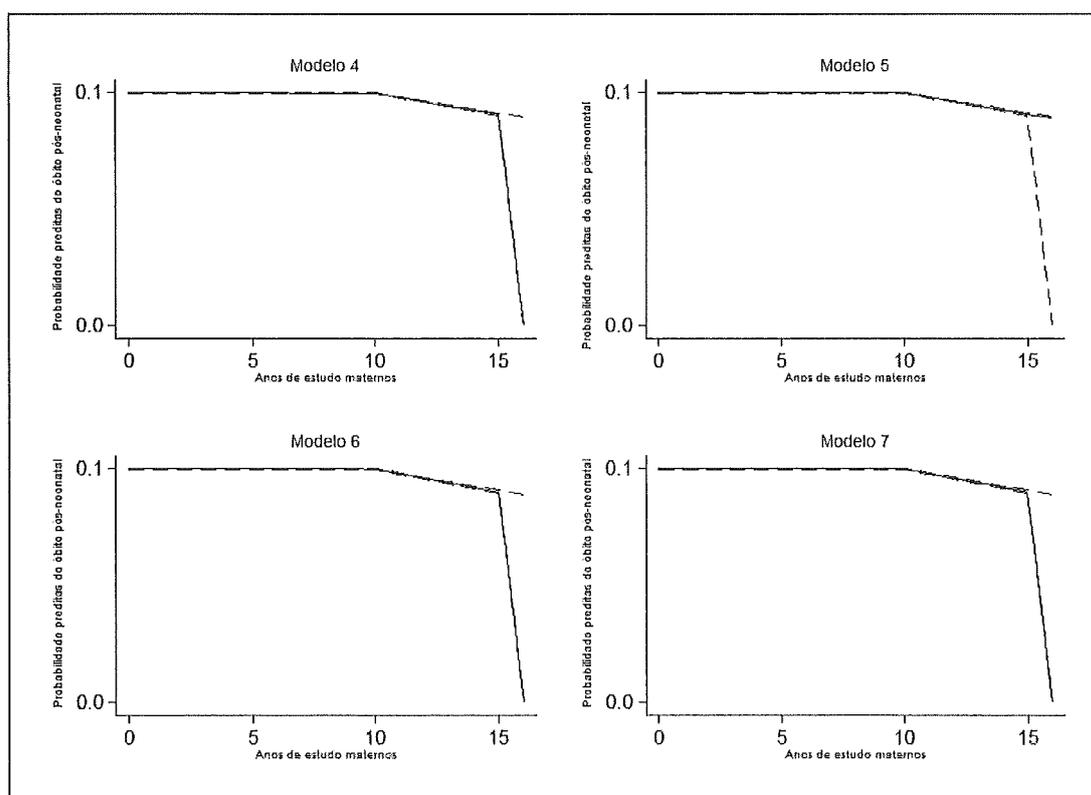
Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
Anos de estudos maternos											
Quantidade de nós	Localização	AIC									
4	3,8	977,6545	4	3,8	981,9161	4	3,8	978,3021	1	4	338,0183
4	7,6	977,6545	4	7,6	981,9161	4	7,6	978,3021	4	3,8	337,8131
4	11,4	977,6545	4	11,4	981,9161	4	11,4	978,3021	4	7,6	337,8131
4	15,2	977,6545	4	15,2	981,9161	4	15,2	978,3021	4	11,4	337,8131
4	2	977,0386	4	2	981,3074	4	2	977,7680	4	15,2	337,8131
4	4	977,0386	4	4	981,3074	4	4	977,7680	4	2	334,6426
4	6	977,0386	4	6	981,3074	4	6	977,7680	4	4	334,6426
4	9	977,0386	4	9	981,3074	4	9	977,7680	4	6	334,6426
1	13	974,7575	1	16	978,8077	1	16	975,0852	4	9	334,6426
1	16	974,3307	1	9	978,7891	1	9	975,0706	1	16	332,3492
1	9	974,3232	1	2	978,7775	1	2	975,0511	1	1	332,3429
1	2	974,3179	1	1	978,7489	1	1	975,0178	1	7	332,3425
1	1	974,2589	1	15	978,6926	1	15	974,9724	1	6	332,3245
1	15	974,2161	1	10	978,6790	1	10	974,9488	1	15	332,3167
1	10	974,1820	1	3	978,5071	1	3	974,8060	1	5	332,3042
1	3	974,0980	1	14	978,3203	1	14	974,6093	1	14	332,2381
1	8	973,8586	1	8	978,2437	1	4	974,5606	1	8	332,2310
1	14	973,8498	1	4	978,2252	1	8	974,5551	1	13	332,2143
1	4	973,8486	1	5	978,1295	1	12	974,5247	1	12	332,1049
1	5	973,7819	1	7	977,9989	1	13	974,5247	1	11	332,0669
1	7	973,6562	1	12	977,9712	1	5	974,4686	1	2	332,0482
1	12	973,4917	1	11	977,8365	1	7	974,3252	1	3	332,0060
1	6	973,4625	1	6	977,7729	1	6	974,1217	1	9	331,1375
1	11	973,3582	1	13	977,2312	1	11	974,1189	0	-	330,3495
0	-	972,3338	0	-	976,8108	0	-	973,0876	1	10	329,3080
Modelo 5			Modelo 6			Modelo 7					
Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos					
Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC			
4	3,8	275,1429	4	2	275,8155	4	3,8	276,9691			
4	7,6	275,1429	4	4	275,8155	4	7,6	276,9691			
4	11,4	275,1429	4	6	275,8155	4	11,4	276,9691			
4	15,2	275,1429	4	9	275,8155	4	15,2	276,9691			
1	4	270,0517	1	4	270,4346	1	16	271,3467			
1	16	269,6294	1	16	270,2363	1	8	271,3281			
1	15	269,6014	1	8	270,2327	1	15	271,3213			
1	8	269,5957	1	15	270,2136	1	2	271,3136			
1	7	269,5895	1	1	270,1914	1	1	271,3048			
1	1	269,5854	1	2	270,1896	1	3	271,2863			
1	5	269,5806	1	3	270,1820	1	7	271,2640			
1	6	269,5626	1	14	270,1583	1	14	271,2609			
1	2	269,5305	1	13	270,1346	1	13	271,2399			
1	14	269,5166	1	7	270,1161	1	5	271,2340			
1	3	269,5158	1	5	270,1048	1	6	271,2147			
1	13	269,4893	1	6	270,0667	1	4	271,2109			
1	12	269,3783	1	12	270,0524	1	12	271,1422			
1	11	269,3444	1	11	270,0301	1	11	271,1118			
4	2	268,7432	1	9	269,4091	1	9	270,3777			
4	4	268,7432	4	3,8	269,2474	4	2	270,2100			
4	6	268,7432	4	7,6	269,2474	4	4	270,2100			
4	9	268,7432	4	11,4	269,2474	4	6	270,2100			
1	9	268,6137	4	15,2	269,2474	4	9	270,2100			
0	-	267,6297	0	-	268,2364	0	-	269,3469			
1	10	266,8475	1	10	267,6403	1	10	268,4822			

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

Tomando como referência o Modelo 7, verificou-se que o segmento da curva que alcançou significância estatística foi o de onze anos e mais (RP=0,00; p<0,05), tendo, portanto, a escolaridade materna igual ou inferior a dez anos de estudo apresentado

efeitos nulos na sobrevivência da criança. Esses resultados corroboraram a hipótese de existência de pelo menos um *threshold* no relacionamento entre anos de estudo maternos e mortalidade pós-neonatal, tendo sido destacado um ponto de corte bem elevado entre os efeitos nulos e os efeitos protetores da escolaridade materna.

Gráfico 3 – Probabilidades previstas da ocorrência do óbito pós-neonatal e escolaridade materna dos modelos de regressão *spline* linear, PNDS 1996, Brasil



Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

*Linhas tracejadas representam os intervalos de confiança ao nível de 5%, e a linha contínua as probabilidades previstas da ocorrência do óbito infantil e na infância por anos de estudo maternos.

Se nos dados da PNSMIPF 1986 o *threshold* se localizou no ano de estudo igual a um e distinguiu efeitos deletérios e efeitos nulos da escolaridade materna na mortalidade pós-neonatal (no Modelo 7), nos dados da PNDS 1996 esse *threshold* foi ainda maior (dez anos de estudo) e se colocou entre efeitos nulos e protetores à sobrevivência da criança de 28 a 364 dias de vida. No contexto das principais causas de morte no segmento pós-

neonatal no período de referência da PNSMIPF 1986, a proporção de óbitos por doenças infecciosas e parasitárias era de 29,8% e por doenças respiratórias, 16,7%. Já no período 1991-1996, a proporção de óbitos por doenças infecciosas e parasitárias diminuiu para 25,6%, ao passo que o percentual de óbitos pós-neonatais por doenças respiratórias subiu para 18,7% (Datusus, 2013). Sobretudo a partir dos anos 1990, o maior controle de doenças infecciosas foi acompanhado pelo ganho de importância relativa das afecções do aparelho respiratório na estrutura de causas de morbimortalidade infantil e na infância (Benguigui, 2002; Centro Brasileiro de Análise e Planejamento, 2008). Entre elas, as infecções respiratórias agudas (IRA) se destacam, e podem ser prevenidas não apenas por meio de uma assistência médica adequada e prestada à criança em tempo hábil, como também, pelas atitudes dos cuidadores, como por exemplo, a busca por atendimento de saúde para o filho ainda na manifestação dos primeiros sintomas e a adoção de medidas adequadas para o tratamento dessas doenças (Benguigui, 2002; Carvalho & Veríssimo, 2011). Nesse sentido, a escolaridade materna pode desempenhar um papel importante, sendo que a literatura tem relatado menor prevalência de IRA em filhos de mães com nível de instrução elevado (BEMFAM & Macro International, 1997; Carvalho & Veríssimo, 2011). Nesse contexto de aumento da importância das doenças do aparelho respiratório, como a IRA, ao longo dos dois períodos analisados, é possível que o alcance de um elevado *threshold* nos dados de 1996 esteja relacionado à maior eficiência das mães mais escolarizadas em buscar rapidamente serviços de saúde para os filhos doentes e, também, tratá-los da maneira mais adequada e prescrita pelos profissionais de saúde.

Para dados da PNDS 2006, o Modelo 1 foi melhor ajustado pela ausência de nós, ao passo que no Modelo 2 e no Modelo 3 os menores valores de AIC foram indicados para modelos com apenas um ponto de quebra e localizado no segundo ano de escolaridade materna (TAB.38).

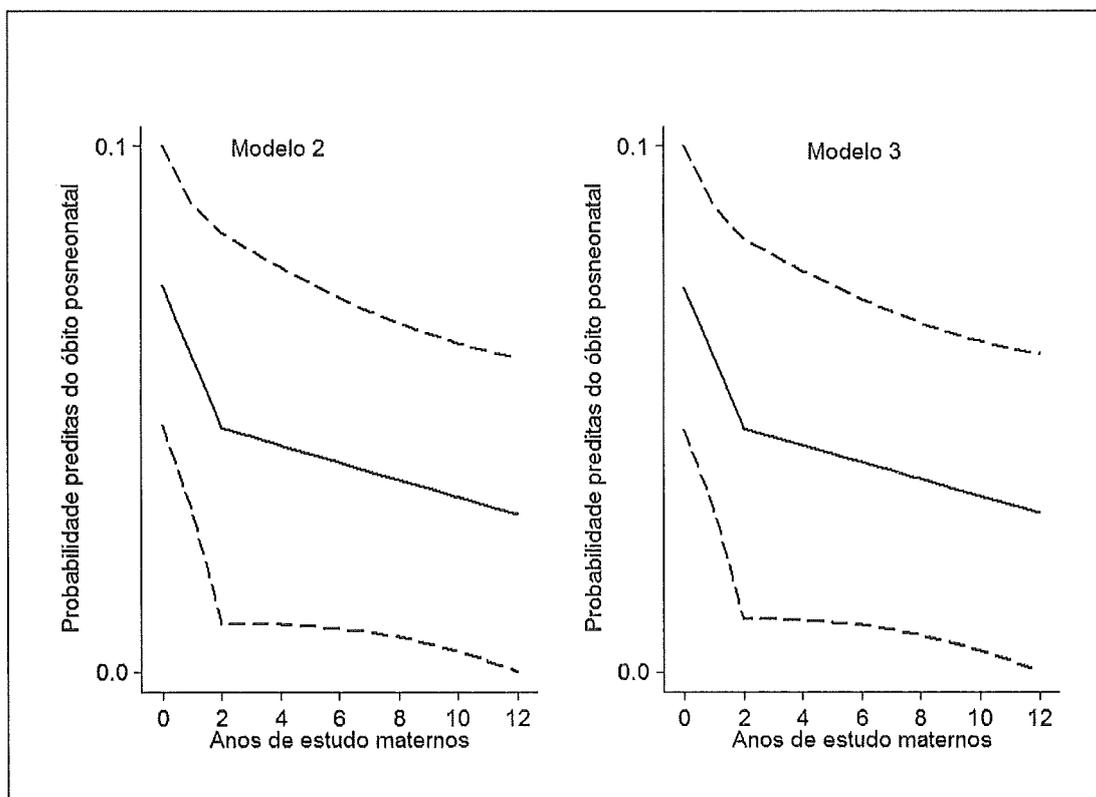
Tabela 38 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade pós-neonatal, PNDS 2006, Brasil

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos		
Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC
4	4	355,3832	4	4	355,8309	4	4	357,5045
4	6	355,3832	4	6	355,8309	4	6	357,5045
4	8	355,3832	4	8	355,8309	4	8	357,5045
4	11	355,3832	4	11	355,8309	4	11	357,5045
4	2,4	354,2184	4	2,4	354,7240	4	2,4	356,3728
4	4,8	354,2184	4	4,8	354,7240	4	4,8	356,3728
4	7,2	354,2184	4	7,2	354,7240	4	7,2	356,3728
4	9,6	354,2184	4	9,6	354,7240	4	9,6	356,3728
1	8	352,4567	1	10	352,9623	1	10	354,6894
1	9	352,4550	1	9	352,9241	1	9	354,6473
1	6	352,4311	1	8	352,8675	1	8	354,5898
1	7	352,4294	1	6	352,7991	1	6	354,5306
1	5	352,4116	1	5	352,7851	1	5	354,5056
1	10	352,3656	1	7	352,7728	1	7	354,4494
1	4	351,9847	1	4	352,215	1	4	353,9178
1	3	351,3116	1	11	351,6257	1	11	353,3551
1	1	351,2376	1	3	351,4254	1	1	353,1219
1	11	351,0025	1	1	351,4247	1	3	353,1136
1	2	350,8581	0	-	350,9652	0	-	352,6915
0	-	350,4588	1	2	350,9562	1	2	352,6312

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

Sobre o relacionamento entre as probabilidades preditas de ocorrência do óbito pós-neonatal e a escolaridade materna nos dados da PNDS 2006, tendo como referência o Modelo 3 que foi o mais completo, foram verificadas razões de prevalência do óbito pós-neonatal estatisticamente significativas no segmento 'dois anos de estudo e menos', tendo os efeitos da escolaridade materna na sobrevivência da infância sido protetores à ocorrência desses óbitos (RP=0,54 e $p < 0,10$). Já no segmento para a escolaridade materna igual ou superior a três anos de estudo houve efeitos nulos.

Gráfico 4 – Probabilidades previstas da ocorrência do óbito pós-neonatal e escolaridade materna dos modelos de regressão *spline* linear, PNDS 2006, Brasil*



Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*Linhas tracejadas representam os intervalos de confiança ao nível de 5%, e a linha contínua as probabilidades previstas da ocorrência do óbito infantil e na infância por anos de estudo maternos.

Esse resultado se coloca na direção contrária ao que foi observado no terceiro modelo para a mortalidade pós-neonatal em 1986, quando foram observados efeitos deletérios de poucos anos de estudo na sobrevivência da criança, e não protetores. Esse resultado pode ter sido uma decorrência da já discutida omissão de óbitos entre mães de baixo nível educacional, sendo que pode ter havido seletividade na subdeclaração de óbitos infantis não apenas no grupo das mães analfabetas em pontos específicos no tempo, mas também, por anos de estudo discretos próximos à escolaridade igual a zero. Assim, supondo que esses efeitos protetores da escolaridade materna igual ou inferior a dois anos de estudo se devem a um problema de incorreção dos dados, não é possível afirmar que para a mortalidade pós-neonatal na amostra de 2006 houve o delineamento de *thresholds*.

6.4 Mortalidade infantil

Na análise da mortalidade infantil para a PNSMIPF 1986, verifica-se na TAB.39 que o número ótimo de nós foi igual a um e localizado no primeiro ano de estudo, do primeiro ao sétimo modelo. Os resultados da regressão *spline* linear para o Modelo 7 não foram apresentados uma vez que os coeficientes obtidos não apresentaram estabilidade para vários fatores associados, entre eles os próprios os anos de estudo maternos. Mas os resultados obtidos do Modelo 1 ao Modelo 6 são ilustrados no GRAF.5.

Analisando apenas os resultados obtidos no modelo com maior número de fatores associados incluídos (Modelo 6), verificou-se que a escolaridade materna igual ou inferior a um alcançou significância estatística e se apresentou como deletéria à sobrevivência infantil com a adição de variáveis relacionadas à exposição da mãe aos meios de comunicação de massa. Esse delineamento de efeitos deletérios até a escolaridade materna igual a um e efeitos protetores da escolaridade materna igual ou superior a dois anos corrobora a hipótese derivada do *threshold model* e segue tendência já observada para essa mesma amostra no caso da análise feita para a mortalidade pós-neonatal.

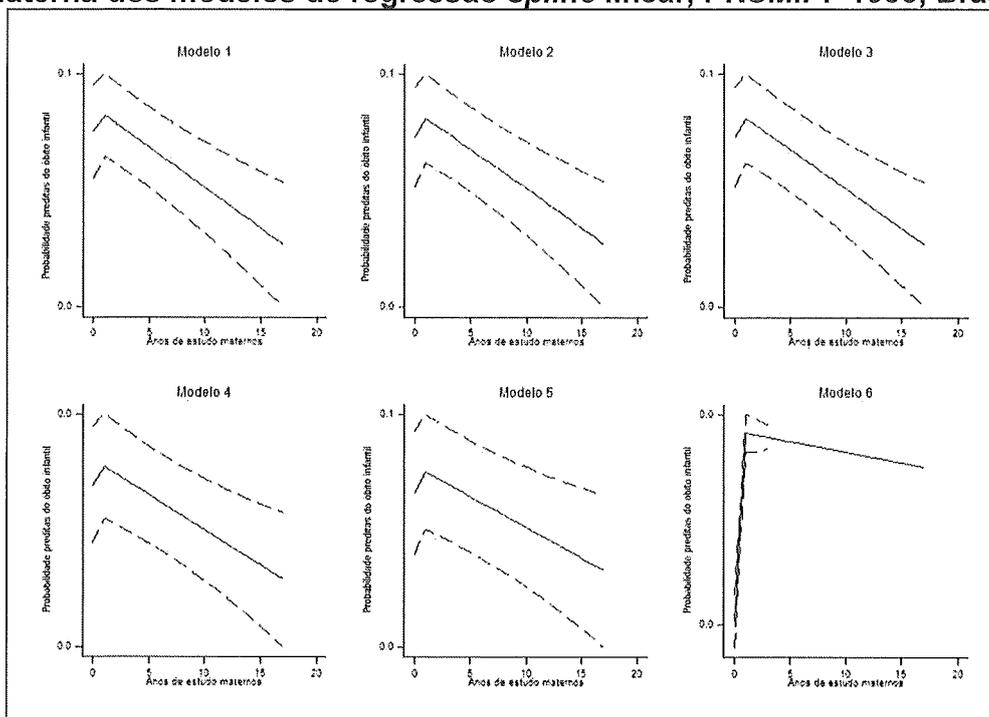
Com relação aos efeitos obtidos para os outros fatores associados ao óbito infantil na PNSMIPF 1986, destacou-se a parturição que constituiu fator deletério à sobrevivência da criança no Modelo 4 (RP=1,95; $p<0,05$) e no Modelo 5 (RP=1,86; $p<0,10$), mas que perdeu significância estatística no Modelo 6. O intervalo intergenésico esteve associado ao óbito infantil por meio de todas as suas categorias no sexto modelo, tendo a primiparidade (RP=2,81; $p<0,05$), o intervalo intergenésico de 10 a 14 meses (RP=4,51; $p<0,05$) e de 15 a 35 meses (RP=2,29; $p<0,05$) constituído fatores deletérios à sobrevivência durante o primeiro ano de vida da criança.

Tabela 39 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade infantil, PNSMIPF 1986, Brasil

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos		
Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC
4	3,4	862,69050	4	3,4	866,7788	4	3,4	867,8753	1	4	839,5867
4	6,8	862,69050	4	6,8	866,7788	4	6,8	867,8753	4	3,4	837,8913
4	10,2	862,69050	4	10,2	866,7788	4	10,2	867,8753	4	6,8	837,8913
4	13,6	862,69050	4	13,6	866,7788	4	13,6	867,8753	4	10,2	837,8913
4	1	858,64810	4	1	862,5607	4	1	863,7991	4	13,6	837,8913
4	3	858,64810	4	3	862,5607	4	3	863,7991	4	1	834,9838
4	5	858,64810	4	5	862,5607	4	5	863,7991	4	3	834,9838
4	8	858,64810	4	8	862,5607	4	8	863,7991	4	5	834,9838
1	11	857,78950	1	13	862,1695	1	13	863,3143	4	8	834,9838
1	12	857,78760	1	14	862,1670	1	14	863,3121	1	13	833,3101
1	14	857,78690	1	12	862,1650	1	12	863,3102	1	14	833,3100
1	13	857,78140	1	11	862,1548	1	11	863,3004	1	12	833,3055
1	16	857,70760	1	16	862,0713	1	16	863,2155	1	11	833,2931
1	10	857,54830	1	10	861,7618	1	10	862,9077	1	16	833,2328
1	5	857,54680	1	5	861,7175	1	5	862,8609	1	15	832,9159
1	15	857,40080	1	15	861,7161	1	15	862,8102	1	10	832,9036
1	4	857,32260	1	4	861,4473	1	4	862,5166	1	5	832,8337
1	6	857,31670	1	6	861,4034	1	6	862,5046	1	2	832,8276
1	7	857,22830	1	3	861,3022	1	7	862,4132	1	6	832,6373
1	3	857,19260	1	7	861,3002	1	3	862,3887	1	3	832,6125
1	2	857,13580	1	2	861,1838	1	2	862,2872	1	7	832,5054
1	9	856,81990	1	9	860,8581	1	9	861,9952	1	9	832,0722
1	8	856,70390	1	8	860,7167	1	8	861,8409	1	8	831,9468
0	-	855,78960	0	-	860,1700	0	-	861,3148	0	-	831,3102
1	1	854,71210	1	1	858,5949	1	1	859,7068	1	1	830,5958
Modelo 5			Modelo 6			Modelo 7					
Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos					
Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC			
4	3,4	837,2661	1	4	559,3112	4	3,4	562,7853			
4	6,8	837,2661	4	3,4	559,0447	4	6,8	562,7853			
4	10,2	837,2661	4	6,8	559,0447	4	10,2	562,7853			
4	13,6	837,2661	4	10,2	559,0447	4	13,6	562,7853			
1	4	835,9646	4	13,6	559,0447	1	4	562,4867			
4	1	834,3701	1	13	554,9926	1	13	558,7933			
4	3	834,3701	1	14	554,9923	1	14	558,7931			
4	5	834,3701	1	12	554,9892	1	12	558,7886			
4	8	834,3701	1	11	554,9769	1	11	558,7749			
1	14	833,0572	1	16	554,9239	1	16	558,7231			
1	13	833,0562	1	15	554,6015	1	15	558,4008			
1	12	833,0382	1	10	554,5036	1	10	558,2783			
1	11	833,0119	4	1	554,4162	4	1	558,1824			
1	16	832,9799	4	3	554,4162	4	3	558,1824			
1	15	832,6260	4	5	554,4162	4	5	558,1824			
1	10	832,4733	4	8	554,4162	4	8	558,1824			
1	2	832,3471	1	2	554,3130	1	2	558,1108			
1	5	832,2732	1	5	554,2420	1	5	558,0126			
1	3	832,0524	1	3	554,0643	1	3	557,8503			
1	6	832,0280	1	6	553,9669	1	6	557,7275			
1	7	831,8874	1	7	553,8652	1	7	557,6150			
1	9	831,4493	1	9	553,4311	1	9	557,1742			
1	8	831,2707	1	8	553,2336	1	8	556,9702			
0	-	831,0662	0	-	552,9927	0	-	556,7933			
1	1	829,9900	1	1	547,8511	1	1	545,6491			

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

Gráfico 5 – Probabilidades previstas da ocorrência do óbito infantil e escolaridade materna dos modelos de regressão *spline* linear, PNSMIPF 1986, Brasil*



Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*Linhas tracejadas representam os intervalos de confiança ao nível de 5%, e a linha contínua as probabilidades previstas da ocorrência do óbito infantil e na infância por anos de estudo maternos.

Já para a PNDS 1996, do Modelo 1 ao Modelo 4 o modelo de regressão de Poisson ajustou-se melhor aos dados, sendo, portanto, o menor valor de AIC registrado para o modelo de regressão sem nós, confirmando, mais uma vez, a hipótese derivada do gradiente socioeconômico (TAB.40).

Na PNDS 2006, por sua vez, do Modelo 1 ao Modelo 3 o ponto ótimo de nós foi igual a um e localizado na escolaridade materna igual a dez. No Modelo 7 o menor valor de AIC foi indicado para o modelo com um nó e localizado na escolaridade materna igual a onze, e conforme ilustrado no GRAF.7, foram apresentados efeitos nulos de zero ano de estudo até o *threshold*, e após o décimo primeiro ano de educação formal eles foram protetores ao óbito infantil. Mais uma vez, obteve-se para a PNDS 2006 uma escolaridade crítica entre efeitos nulos e protetores ao óbito antes do primeiro ano de vida da criança muito

elevada, o que se distancia dos poucos anos de estudos que as hipóteses derivadas do *threshold model* indicam como ponto de quebra da curva (TAB.41).

Tabela 40 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade infantil, PNDS 1996, Brasil

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos		
Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC
4	3,8	1600,4500	4	3,8	1600,7980	4	3,8	1598,4930	4	2	619,7015
4	7,6	1600,4500	4	7,6	1600,7980	4	7,6	1598,4930	4	4	619,7015
4	11,4	1600,4500	4	11,4	1600,7980	4	11,4	1598,4930	4	6	619,7015
4	15,2	1600,4500	4	15,2	1600,7980	4	15,2	1598,4930	4	9	619,7015
4	2	1600,2300	4	2	1600,4170	4	2	1598,2550	4	3,8	618,6035
4	4	1600,2300	4	4	1600,4170	4	4	1598,2550	4	7,6	618,6035
4	6	1600,2300	4	6	1600,4170	4	6	1598,2550	4	11,4	618,6035
4	9	1600,2300	4	9	1600,4170	4	9	1598,2550	4	15,2	618,6035
1	11	1596,0220	1	10	1596,4140	1	10	1594,0590	1	4	616,7114
1	8	1596,0190	1	12	1596,4140	1	12	1594,0590	1	16	615,4830
1	12	1596,0190	1	11	1596,4130	1	11	1594,0570	1	2	615,4813
1	7	1596,0150	1	1	1596,4120	1	1	1594,0550	1	5	615,4422
1	1	1596,0110	1	9	1596,4070	1	9	1594,0540	1	7	615,4295
1	9	1596,0110	1	16	1596,3970	1	16	1594,0450	1	6	615,4000
1	2	1596,0090	1	8	1596,3890	1	8	1594,0400	1	3	615,3803
1	10	1596,0060	1	13	1596,3770	1	13	1594,0290	1	15	615,2597
1	16	1596,0040	1	14	1596,3730	1	14	1594,0240	1	1	615,2365
1	13	1595,9690	1	2	1596,3530	1	2	1593,9960	1	8	615,2312
1	14	1595,9630	1	7	1596,3111	1	7	1593,9710	1	9	615,2312
1	5	1595,8900	1	5	1596,0670	1	5	1593,7540	1	14	615,1900
1	6	1595,8230	1	3	1596,0090	1	3	1593,6790	1	13	615,0101
1	3	1595,8110	1	6	1595,9360	1	6	1593,6270	1	10	614,7285
1	4	1595,5530	1	15	1595,9200	1	15	1593,5750	1	12	614,4647
1	15	1595,4990	1	4	1595,6460	1	4	1593,3530	1	11	614,1980
0	-	1594,0220	0	-	1594,4140	0	-	1592,0590	0	-	613,4879

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

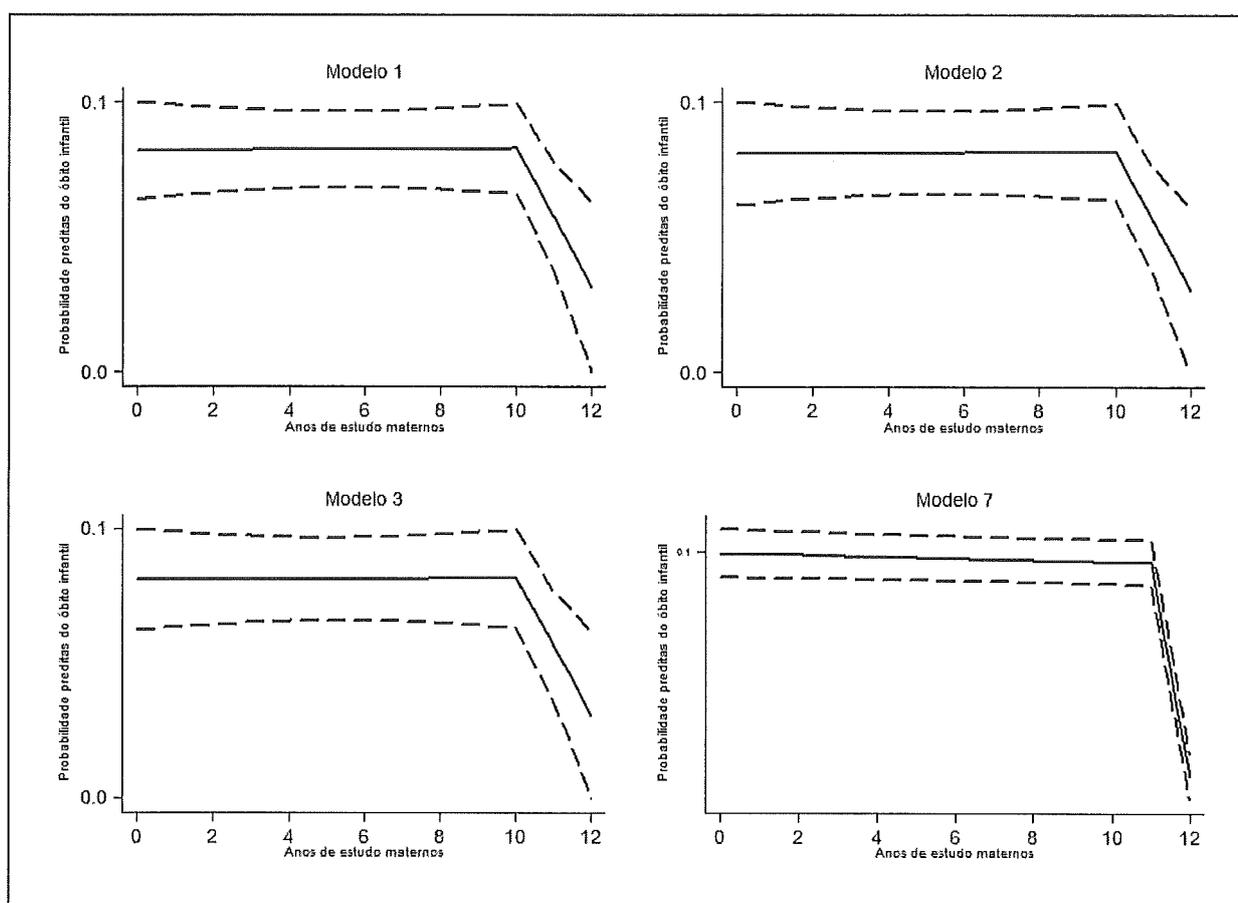
Tabela 41 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade infantil, PNDS 2006, Brasil

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 7		
Anos de estudos maternos											
Quantidade de nós	Localização	AIC									
1	1	954,6344	1	3	959,1101	1	3	959,1065	4	2,4	561,8321
1	2	954,6263	1	1	959,0601	1	1	959,0714	4	4,8	561,8321
1	3	954,6043	1	2	959,0435	1	2	959,0599	4	7,2	561,8321
1	4	954,1866	1	4	958,8053	1	4	958,7814	4	9,6	561,8321
0	-	952,6527	1	5	957,4501	1	5	957,4335	1	1	561,0559
1	5	952,6271	0	-	957,1198	0	-	957,1215	1	4	561,0556
1	7	951,4956	1	7	956,4694	1	7	956,4599	1	2	560,9853
1	6	951,4479	1	6	956,3878	1	6	956,3717	4	2	560,9641
1	8	949,8773	1	8	954,9350	1	8	954,9196	4	4	560,9641
4	4	949,4005	1	9	953,0337	4	4	954,5962	4	6	560,9641
4	6	949,4005	4	2,4	952,6613	4	6	954,5962	4	8	560,9641
4	8	949,4005	4	4,8	952,6613	4	8	954,5962	1	5	560,8641
4	11	949,4005	4	7,2	952,6613	4	11	954,5962	1	3	560,8101
1	9	947,8917	4	9,6	952,6613	1	9	953,0114	1	7	560,6716
4	2,4	947,5314	4	4	952,6613	4	2,4	952,7400	1	6	560,6053
4	4,8	947,5314	4	6	952,6613	4	4,8	952,7400	1	8	560,0619
4	7,2	947,5314	4	8	952,6613	4	7,2	952,7400	1	9	559,2096
4	9,6	947,5314	4	11	952,6613	4	9,6	952,7400	0	-	559,0710
1	11	947,0218	1	11	951,8889	1	11	951,9338	1	10	558,6379
1	10	945,4390	1	10	950,5994	1	10	950,5838	1	11	556,6847

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

Com relação aos efeitos de outros fatores associados, verificou-se que do Modelo 1 ao Modelo 3 que nenhuma outra variável além da escolaridade materna alcançou significância estatística. No Modelo 7, apenas a variável o sexo da criança representou fator negativamente associado ao óbito infantil (RP=0,57; $p<0,05$).

Gráfico 6 – Probabilidades previstas da ocorrência do óbito infantil e escolaridade materna dos modelos de regressão *spline* linear, PNDS 2006, Brasil*



Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*Linhas tracejadas representam os intervalos de confiança ao nível de 5%, e a linha contínua as probabilidades previstas da ocorrência do óbito infantil e na infância por anos de estudo maternos.

No geral, os resultados obtidos para o agregado dos óbitos infantis indicaram para dados da PNSMIPF 1986 *threshold* na escolaridade materna igual a dois (Modelo 6), para a amostra de 1996 não houve indicação de qualquer ponto de quebra da curva no modelo mais completo estatisticamente significativo (Modelo 4), e para dados de 2006 houve um

threshold na escolaridade materna igual a onze, tomando o Modelo 7 como referência. Por se tratar de modelos com especificações distintas, não é possível analisar esses resultados no tempo, mas comparando os *thresholds* obtidos do Modelo 1 ao Modelo 7 para dados da PNSMIPF 1986 com os *thresholds* observados nesses mesmos modelos para dados PNDS 2006, verifica-se tendência de elevação do ponto de quebra da curva no tempo. Se em 1996, acima de um ano de estudo era o suficiente para que a escolaridade materna fosse protetora ao óbito infantil, em 2006 era necessário um estoque de educação formal de no mínimo dez anos, e conforme já mencionado, isso pode estar relacionado às mudanças na composição da estrutura de causas de óbito infantil no Brasil. No tempo, a redução dos níveis de mortalidade infantil implicou concentração desses óbitos em períodos próximos do parto, quando os falecimentos se encontram mais relacionados a uma complexa cadeia causal de interação entre condições adversas da mãe e do recém-nascido, demandando, também, por parte da assistência, atendimentos à saúde materna e infantil de maior complexidade (Lansky *et al*, 2009; Silva *et al*, 2010b). Nesse contexto, em 1986 quando possivelmente a carga de óbitos infantis de controle mais fácil por meio de características exógenas era maior, apenas poucos anos de estudo maternos já eram suficientes para proteção da criança, ao passo que em 2006, com a maior complexidade do óbito infantil e concentração das melhores tecnologias de atenção à saúde da criança em determinados setores da população, um maior nível de escolaridade da mãe pode ter sido requerido para afetar a sobrevivência durante o primeiro ano de vida de seus filhos.

6.5 Mortalidade na infância

Por fim, analisando dados da PNSMIPF 1986, foram verificados *thresholds* apenas no Modelo 2 e no Modelo 3, sendo que em ambos os casos foram encontrados apenas um ponto quebra e localizados na escolaridade materna igual a um. Todavia, no Modelo 7, que incluiu o maior número de fatores associados, o melhor ajuste foi para o modelo sem pontos de quebra na curva, o que permite rejeitar a hipótese de existência de pelo menos um *threshold* nos efeitos da escolaridade materna na mortalidade na infância (TAB.42).

Mais uma vez, para a mortalidade na infância utilizando em 1996 o melhor modelo ajustado foi os sem nós, conforme é possível verificar pelos escores de AIC. Esse resultado indica, também, que para o agregado de óbitos entre crianças menores de cinco anos de idade, não é possível afirmar que há pontos de quebra na curva que separam efeitos distintos da escolaridade materna na sobrevivência da criança (TAB.43).

Por fim, na PNDS 2006, assim como verificado para a mortalidade infantil, do Modelo 1 ao Modelo 3, os menores valores de AIC foram para os modelos que continham um nó localizado na escolaridade materna igual a dez, e no Modelo 7, o modelo com melhor ajuste foi para o que tinha um nó localizado na escolaridade materna igual onze. Tomando o sétimo modelo como referência, verificou-se que antes dos onze anos de estudo os efeitos foram nulos, e após esse *threshold*, protetores (RP=0,00 e $p<0,10$). Mais uma vez o ponto de corte entre efeitos nulos e efeitos protetores ao óbito na infância foi bastante elevado, chegando a onze anos no Modelo 7, o que corresponde ao último ano do ensino médio, ou seja, um ponto de quebra na curva muito próximo do nível máximo de ensino. (TAB.44).

Tabela 42 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade na infância, PNSMIPF 1986, Brasil

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
Anos de estudos maternos											
Quantidade de nós	Localização	AIC									
4	3,4	877,7753	4	3,4	881,7017	4	3,4	883,0021	1	4	856,1213
4	6,8	877,7753	4	6,8	881,7017	4	6,8	883,0021	4	3,4	853,2029
4	10,2	877,7753	4	10,2	881,7017	4	10,2	883,0021	4	6,8	853,2029
4	13,6	877,7753	4	13,6	881,7017	4	13,6	883,0021	4	10,2	853,2029
4	1	874,7901	4	1	878,5723	4	1	879,9874	4	13,6	853,2029
4	3	874,7901	4	3	878,5723	4	3	879,9874	4	1	851,1860
4	5	874,7901	4	5	878,5723	4	5	879,9874	4	3	851,1860
4	8	874,7901	4	8	878,5723	4	8	879,9874	4	5	851,1860
1	11	872,5510	1	12	876,7085	1	12	878,0297	4	8	851,1860
1	14	872,5427	1	14	876,7085	1	14	878,0297	1	12	848,2394
1	12	872,5411	1	13	876,7066	1	11	878,0276	1	14	848,2371
1	13	872,5293	1	11	876,7061	1	13	878,0276	1	11	848,2363
1	5	872,4900	1	16	876,6178	1	16	877,9386	1	13	848,2355
1	16	872,4819	1	5	876,5071	1	5	877,7986	1	16	848,1688
1	10	872,4203	1	10	876,4311	1	10	877,7533	1	2	848,1334
1	4	872,3766	1	4	876,3482	1	4	877,6241	1	5	848,0414
1	2	872,3542	1	3	876,3013	1	15	877,6095	1	10	847,9689
1	3	872,3357	1	2	876,2956	1	2	877,5953	1	3	847,9686
1	6	872,3342	1	15	876,2882	1	3	877,5890	1	6	847,8818
1	7	872,2457	1	6	876,2583	1	6	877,5511	1	15	847,8762
1	15	872,2006	1	7	876,1418	1	7	877,4413	1	7	847,7450
1	9	871,8561	1	9	875,6912	1	9	877,0068	1	9	847,3007
1	8	871,7807	1	8	875,5937	1	8	876,8997	1	8	847,2224
1	1	870,8593	0	-	874,7085	0	-	876,0297	1	1	846,8293
0	-	870,5564	1	1	874,6149	1	1	875,9189	0	-	846,2394
Modelo 5			Modelo 6			Modelo 7					
Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos			Anos de estudos maternos					
Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC	Quantidade de nós	Localização	AIC			
4	3,4	853,0955	1	4	564,0504	4	3,4	567,4857			
4	6,8	853,0955	4	3,4	563,8140	4	6,8	567,4857			
4	10,2	853,0955	4	6,8	563,8140	4	10,2	567,4857			
4	13,6	853,0955	4	10,2	563,8140	4	13,6	567,4857			
1	4	852,7734	4	13,6	563,8140	1	4	567,1515			
4	1	851,0851	4	1	562,3357	4	1	566,0205			
4	3	851,0851	4	3	562,3357	4	3	566,0205			
4	5	851,0851	4	5	562,3357	4	5	566,0205			
4	8	851,0851	4	8	562,3357	4	8	566,0205			
1	13	848,3754	1	12	559,3255	1	12	563,0580			
1	14	848,3752	1	13	559,3237	1	13	563,0574			
1	12	848,3689	1	14	559,3236	1	14	563,0572			
1	11	848,3545	1	11	559,3192	1	11	563,0503			
1	16	848,2979	1	16	559,2579	1	16	562,9894			
1	2	848,1631	1	2	559,1453	1	2	562,8766			
1	5	847,9907	1	15	558,9466	1	15	562,6783			
1	15	847,9743	1	10	558,9294	1	10	562,6362			
1	10	847,9694	1	3	558,8915	1	3	562,6134			
1	3	847,9241	1	5	558,8596	1	5	562,5658			
1	6	847,7790	1	6	558,5926	1	6	562,2875			
1	7	847,6198	1	7	558,4502	1	7	562,1328			
1	9	847,1447	1	9	557,9756	1	9	561,6483			
1	8	847,0281	1	8	557,8172	1	1	561,5219			
1	1	846,7301	1	1	557,7909	1	8	561,4831			
0	-	846,3759	0	-	557,3258	0	-	561,0587			

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

Tabela 43 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade na infância, PNDS 1996, Brasil

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
Anos de estudos maternos											
Quantidade de nós	Localização	AIC									
4	2	166,5486	4	2	166,4649	4	2	166,3505	4	2	634,0540
4	4	166,5486	4	4	166,4649	4	4	166,3505	4	4	634,0540
4	6	166,5486	4	6	166,4649	4	6	166,3505	4	6	634,0540
4	9	166,5486	4	9	166,4649	4	9	166,3505	4	9	634,0540
4	3,8	166,5258	4	3,8	166,4568	4	3,8	166,3337	4	3,8	633,5398
4	7,6	166,5258	4	7,6	166,4568	4	7,6	166,3337	4	7,6	633,5398
4	11,4	166,5258	4	11,4	166,4568	4	11,4	166,3337	4	11,4	633,5398
4	15,2	166,5258	4	15,2	166,4568	4	15,2	166,3337	4	15,2	633,5398
1	10	166,1044	1	11	166,0457	1	12	165,9174	1	4	630,3520
1	11	166,1044	1	12	166,0457	1	11	165,9172	1	2	629,8806
1	12	166,1043	1	16	166,0442	1	16	165,9160	1	16	629,8779
1	9	166,1032	1	13	166,0418	1	10	165,9156	1	3	629,7700
1	16	166,1027	1	14	166,0414	1	13	165,9141	1	5	629,7394
1	8	166,1009	1	10	166,04	1	14	165,9136	1	7	629,6781
1	13	166,0996	1	9	166,0385	1	9	165,9105	1	14	629,6555
1	14	166,0991	1	8	166,0322	1	8	165,9049	1	6	629,6394
1	7	166,0936	1	1	166,0278	1	1	165,9001	1	15	629,6249
1	1	166,0873	1	7	166,0181	1	7	165,8915	1	1	629,6077
1	2	166,0802	1	2	166,0124	1	2	165,8829	1	13	629,5077
1	5	166,0657	1	15	165,9961	1	15	165,8687	1	8	629,3893
1	6	166,0598	1	5	165,9814	1	5	165,8573	1	9	629,3120
1	15	166,0526	1	6	165,9704	1	6	165,8463	1	12	629,0381
1	3	166,0479	1	3	165,9672	1	3	165,8409	1	10	629,0291
1	4	166,0198	1	4	165,9315	1	4	165,8087	1	11	628,8100
0	-	165,9044	0	-	165,8458	0	-	165,7174	0	-	627,8835

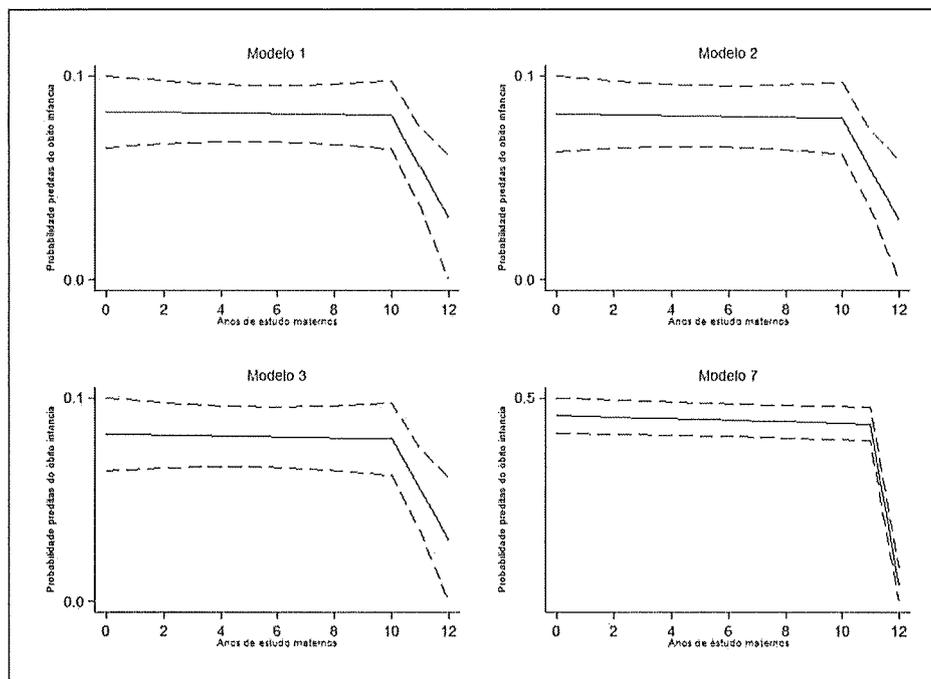
Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

Tabela 44 – Valores do Critério de Informação de Akaike (AIC) para modelos de regressão de Poisson e *spline* linear de acordo com o número de nós e sua localização, mortalidade na infância, PNDS 2006, Brasil

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 7		
Anos de estudos maternos											
Quantidade de nós	Localização	AIC									
1	1	977,9895	1	1	982,3338	1	1	982,7135	4	2,4	577,9480
1	2	977,9745	1	3	982,3306	1	3	982,7036	4	4,8	577,9480
1	3	977,9406	1	2	982,2662	1	2	982,6566	4	7,2	577,9480
1	4	977,4715	1	4	982,0005	1	4	982,3541	4	9,6	577,9480
0	-	975,9930	1	5	980,6858	1	5	981,0468	4	2	577,3543
1	5	975,9236	0	-	980,3384	0	-	980,7158	4	4	577,3543
1	7	974,7830	1	7	979,7263	1	7	980,0939	4	6	577,3543
1	6	974,5896	1	6	979,5068	1	6	979,8691	4	8	577,3543
1	8	973,2849	1	8	978,3268	1	8	978,6893	1	4	576,7235
4	2	972,6240	4	2	977,7507	4	2	978,2240	1	2	576,6552
4	4	972,6240	4	4	977,7507	4	4	978,2240	1	5	576,6371
4	6	972,6240	4	6	977,7507	4	6	978,2240	1	1	576,6332
4	8	972,6240	4	8	977,7507	4	8	978,2240	1	7	576,5301
1	9	971,3509	1	9	976,5092	1	9	976,8654	1	6	576,4693
4	2,4	971,1319	4	2,4	976,2766	4	2,4	976,7250	1	3	576,4395
4	4,8	971,1319	4	4,8	976,2766	4	4,8	976,7250	1	8	576,0440
4	7,2	971,1319	4	7,2	976,2766	4	7,2	976,7250	1	9	575,2941
4	9,6	971,1319	4	9,6	976,2766	4	9,6	976,7250	0	-	574,7492
1	11	970,4129	1	11	975,2490	1	11	975,6647	1	10	574,7483
1	10	968,9226	1	10	974,1254	1	10	974,4880	1	11	572,5705

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

Gráfico 8 – Probabilidades previstas da ocorrência do óbito na infância e escolaridade materna dos modelos de regressão *spline* linear, PNDS 2006, Brasil*



Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*Linhas tracejadas representam os intervalos de confiança ao nível de 5%, e a linha contínua as probabilidades previstas da ocorrência do óbito infantil e na infância por anos de estudo maternos.

Comparando os resultados obtidos para o sétimo modelo nos dados da PNSMIPF 1986 e da PNDS 2006, verificou-se de maneira mais clara a tendência de conformação de um *threshold* nos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência da criança no tempo. Mesmo no Modelo 7 que incluiu características que sinalizam para as condições de riqueza do domicílio, como o saneamento básico, a escolaridade da mãe continuou a afetar a ocorrência do óbito na infância nos dois pontos no tempo, porém, houve descrição de padrões distintos nas desigualdades da ocorrência do óbito entre menores de cinco anos idade por anos de estudo maternos.

Conforme explicado anteriormente, no período de referência da pesquisa de 1986, é possível que as disparidades no acesso aos principais serviços de saúde infantil, por exemplo, não se encontravam polarizadas entre os mais ricos e os mais pobres da população, o que pode ter se refletido em um padrão de desigualdade linear na sobrevivência durante a infância por anos de estudo maternos. Para 2006, cujos dados

da amostra já apontavam domínio dos óbitos neonatais sobre o total de óbitos ocorridos durante a infância (70%), a significância de óbitos por causas de morte como as malformações congênitas que são de difícil controle (Lansky *et al*, 2009; Luquetti & Koifman, 2011) e, também, a possível disparidade entre os mais e os menos ricos da população quanto ao acesso às tecnologias médicas neonatais sofisticadas para tratamento de pacientes de alto risco, podem ter conformado um padrão de desigualdade de topo. Nesse caso, filhos de mães com escolaridade bem superior à média da população experimentam em menor frequência o óbito durante infância, ao passo que para o restante da população, os efeitos da escolaridade materna na ocorrência do óbito entre menores de cinco anos de idade são nulos.

7 CONCLUSÃO

Essa tese voltou-se para o estudo da natureza da relação entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância no Brasil, entre 1986 e 2006. Com base em um arcabouço teórico maior e concernente ao estudo das desigualdades socioeconômicas na saúde, foram estabelecidas hipóteses derivadas de dois formatos que, em geral, são creditados à relação entre variáveis de saúde e variáveis de posição social: o gradiente socioeconômico e o *threshold model*. Utilizando a escolaridade materna em seu nível contínuo e categórico de mensuração, verificou-se o comportamento dos efeitos da educação formal materna na mortalidade infantil e na infância por meio de uma mesma taxa de retorno de anos discretos de estudo (Análise 1), entre categorias selecionadas de níveis de ensino (Análise 2), e entre segmentos da curva de escolaridade materna separados por pontos de quebras (Análise 3). Nessas três análises foram apresentados resultados para cada componente (mortalidade neonatal precoce, mortalidade neonatal, mortalidade pós-neonatal, mortalidade infantil e mortalidade na infância) e ponto no tempo considerados (1986, 1996 e 2006).

Sobre os resultados obtidos na Análise 1, verificou-se que em nenhuma das componentes analisadas e pontos no tempo os anos de estudo maternos conseguiram chegar ao modelo completo (Modelo 8) com significância estatística. Essa nulidade da escolaridade materna na mortalidade infantil e na infância aponta que a hipótese derivada do gradiente socioeconômico de ganhos na sobrevivência da criança na medida em que anos de estudo maternos são acrescidos não pode ser corroborada. Trabalhos prévios têm demonstrado que os efeitos da educação formal da mãe na mortalidade durante a infância podem ser atenuados ou anulados na presença de outros fatores associados, sobretudo características socioeconômicas, da atenção recebida em saúde e de aspectos contextuais (Desai & Alva, 1998; McCrary & Royer, 2005; Mostafavi, 2009; Pamuk, Fuchs & Lutz, 2011).

Na Análise 2, em que foi utilizada a escolaridade da mãe em seu nível categórico de mensuração, em vários modelos houve associação entre os níveis educacionais maternos e a mortalidade infantil e na infância. Na maior parte deles, a categoria 'Graduação ou mais' foi a única a alcançar significância estatística, e com exceção do resultado obtido para a mortalidade neonatal e na infância em 1996, essa categoria apresentou-se com as menores prevalências do óbito durante a infância, comparativamente ao grupo de referência, e quebrando uma sequência de efeitos nulos de níveis de ensino inferiores.

Esse resultado surpreendeu por ser um ponto de corte bem superior ao que tem sido relacionado na literatura. A nulidade dos efeitos da escolaridade materna até os primeiros anos de estudo é plausível tendo em vista aspectos como a correspondência entre menores níveis de habilidade cognitiva e menor alcance educacional (Shearer *et al*, 2002; Rubalcava & Teruel, 2004; Wolf *et al*, 2010), e também, contextos de má qualidade do ensino básico (Basu & Stephenson, 2005). Todavia, nos resultados encontrados para essa tese, é pouco provável, por exemplo, que a qualidade da educação até o ensino superior tenha sido tão baixa a ponto de não produzir qualquer efeito na sobrevivência da criança, e também, de não ter sofrido qualquer alteração no tempo. Em raro estudo dedicado à verificação da atuação do *threshold* nos efeitos da escolaridade materna sobre indicadores de saúde da criança, Ahmed & Iqbal (2007) verificaram em estudo para a Nigéria um ponto de corte muito menor ao verificado na Análise 2, ao encontrarem efeitos nulos na educação primária incompleta (1 a 5 anos) seguidos por efeitos protetores na saúde da criança nos níveis de ensino subsequentes.

Alguns autores explicam que o relacionamento entre escolaridade materna e dimensões relacionadas à saúde da criança são contextualmente dependentes (Basu & Stephenson, 2005; Pamuk, Fuchs & Lutz, 2011). De acordo com aspectos culturais, socioeconômicos, e também da variável de saúde utilizada, maiores níveis de escolaridade podem ser requeridos para superar o *threshold* nos efeitos produzidos pela variável resposta de interesse (Basu & Stephenson, 2005). No caso do trabalho de Ahmed & Iqbal (2007), foram utilizadas como variável de saúde medidas antropométricas da criança, e também, tratou-se de um estudo para uma população distinta ao do Brasil não apenas com relação

às características socioeconômicas e culturais, como também, nas condições gerais de saúde da população menor de cinco anos.

Uma explicação que também é apresentada na literatura é que o conteúdo formal aprendido na escola é o aspecto menos importante, podendo ser a educação em saúde, que inclui habilidades maternas em reconhecer, prevenir e buscar o melhor tratamento para as enfermidades dos filhos, mais importante do que o domínio de habilidades como leitura e escrita (Cleland, 1990; Glewwe, 1999; Abuya, Onsomu & Kimani, 2011). Dependendo do currículo escolar, é possível que esses conceitos sejam aprendidos em sala de aula, sobretudo nos níveis educacionais mais elevados (Ahmed & Iqbal, 2007), porém, no caso dos resultados obtidos na Análise 2, não é possível assegurar que em todos os pontos no tempo os conteúdos programáticos dos estabelecimentos de ensino frequentados pelas mães tenham incluído conteúdos relacionados aos conhecimentos em saúde. Ademais, a educação em saúde pode ser recebida para além dos ambientes escolares, como por exemplo, por meio dos veículos de comunicação em massa (Abuya, Onsomu & Kimani, 2011; Pamuk, Fuchs & Lutz, 2011).

Com relação aos resultados obtidos na Análise 3, verificou-se para a mortalidade neonatal na PNSMIPF 1986 que o melhor ajuste obtido foi para o modelo sem nós, ou seja, estabelecendo uma relação linear entre a ocorrência/não ocorrência do óbito durante a primeira semana de vida da criança e os anos de estudo maternos. Nos demais pontos no tempo para essa componente, não houve significância estatística da escolaridade materna em nenhum modelo, sugerindo que a redução do nível de mortalidade, a concentração dos óbitos infantis nos segmentos mais próximos à ocorrência do parto e a consequente mudança na estrutura das causas de óbitos neonatais precoces no Brasil, com predomínio de causas menos sensíveis aos investimentos em escolaridade materna como as anomalias congênitas, pode ter contribuído para que os efeitos médios dos anos de estudo da mãe na sobrevivência do recém-nascido em sua primeira semana de vida se tornassem nulos no tempo.

No que se refere à mortalidade neonatal, na presença de características biológicas da mãe e da criança, a relação linear entre anos de estudo da mãe e sobrevivência da

criança em 1986 e 1996 representou o melhor ajuste. Já em 2006, uma relação linear entre escolaridade materna e mortalidade neonatal não foi a mais indicada, tendo sido necessário suplantá-lo o décimo ano de estudo para que efeitos protetores começassem a fazer a diferença na sobrevivência da criança.

Esses resultados podem estar relacionados ao efeito anteriormente mencionado da perda de sensibilidade da escolaridade materna em afetar a ocorrência do óbito infantil com a concentração desses falecimentos em períodos muito próximos da ocasião do parto, quando há uma interação complexa entre características maternas, do recém-nascido, e da assistência à saúde neonatal. Ademais, nos períodos de referência da PNSMIPF 1986 e PNDS 1996, que são anteriores à introdução e expansão de recursos médicos importantes para a sobrevivência da criança em seu primeiro mês de vida, como por exemplo, o corticosteróide antenatal, a terapia com surfactante exógeno, as técnicas de manutenção de temperatura, nutrição e suporte ventilatório (Carvalho, Brito e Matsuo, 2007; Moreira, Gaíva & Bittencourt, 2012) é possível que não houvesse grandes disparidades entre os mais e os menos ricos no acesso da população aos recursos disponíveis na época em saúde infantil, o que pode ter refletido uma desigualdade linear na mortalidade neonatal precoce por anos de estudo maternos.

Já no período recente (2006), o acesso à tecnologia de ponta em saúde neonatal pode ter se concentrado entre os mais ricos da população, o que possivelmente configurou um formato de desigualdade de topo, quando há diferenças notáveis entre os mais bem posicionados na hierarquia social e o restante das camadas sociais no acesso a determinadas tecnologias médicas. Mesmo o país tendo conseguido reduzir as suas taxas de mortalidade infantil e na infância, óbitos ocorridos durante as primeiras horas e semanas de vida da criança ainda preocupam, sendo a redução das desigualdades no acesso a essas tecnologias em saúde neonatal apontada como importante para reduzir a ocorrência desses falecimentos (Carvalho, Brito & Matsuo, 2007; Maran & Uchimura, 2008).

Quanto aos demais resultados alcançados pela Análise 3, destaca-se a tendência de mudança no padrão de desigualdade no tempo considerando resultados para a

mortalidade na infância. Nos dados da PNSMIPF 1986 o modelo de melhor ajuste foi aquele que estabeleceu uma relação linear entre anos de estudo maternos e sobrevivência da criança, ao passo que na PNDS 2006, verificou-se que o modelo com um *threshold* e localizado na escolaridade materna igual a 11 foi considerado o mais adequado. Possivelmente, essa mudança na natureza da relação entre anos de estudo maternos e mortalidade na infância no tempo pode ter sido fruto, também, dessa mudança de padrão de desigualdade entre os mais e menos ricos em se apropriar desses recursos. Em estudo para a Região Metropolitana de São Paulo, Silva *et al* (2010) apontam que mesmo entre as mães usuárias de estabelecimentos de saúde privados, nos hospitais mais caros e que ofereciam serviços de maior nível de complexidade para o atendimento de gestantes e recém-nascidos de alto risco predominava uma clientela de condição socioeconômica elevada, se comparada à clientela de hospitais particulares com menos recursos e que também apresentavam maiores riscos de falecimento de neonatos. Um aspecto importante para essa hierarquização é a cobertura dos planos de saúde, sendo que para mães de menor poder aquisitivo, os planos os quais elas em geral têm acesso, costumam ser insuficientes para o atendimento de quadros de alto risco para a mãe e a criança, elevando os riscos de ocorrência desses óbitos nesses hospitais (Silva *et al*, 2010).

No que se refere às principais limitações desse trabalho, pode-se dizer que alguns fatores associados incluídos para controle da relação entre escolaridade materna e mortalidade infantil e na infância não desempenharam bem o seu papel nos modelos. Entre eles destacou-se a variável sobre realização de pré-natal, que em algumas situações apresentou-se como fator deletério e não protetor ao óbito infantil e na infância conforme indicado na literatura, o que talvez tenha sido fruto da ausência de controle por variáveis que qualificassem a realização desse serviço, como as já citadas dimensões de início e frequência às consultas. Uma vez que nas pesquisas de 1996 e 2006 essas características podem ser incorporadas, recomenda-se incluí-las em trabalhos futuros utilizando esses pontos no tempo.

Os fatores associados sobre a exposição da mulher à mídia também não se comportaram da forma esperada. Em trabalhos prévios que utilizam dimensões muito parecidas com as

dessa tese para o acesso à informação via mídia, e por meio de bases de dados da DHS conduzidas em outros países, elas constituíram fatores associados importantes e no sentido esperado, ou seja, a maior exposição à mídia produzindo efeitos benéficos à sobrevivência da criança (Agee, 2010; Aslan & Kingdon, 2012), e também, em outros eventos demográficos, como o controle da fecundidade (Magure et al, 2010; Westoff *et al*, 2011). Conforme anteriormente mencionado, pode ser que, no caso das amostras analisadas, essas dimensões tenham refletido condições socioeconômicas desfavoráveis, mais do que à exposição da mãe às informações que poderiam ser úteis à sobrevivência dos filhos. Ademais, essas variáveis, apesar de apresentarem a frequência de exposição às mídias impressa, televisiva e por meio de rádio não incluem o conteúdo da informação a qual essas mães se encontram expostas, o que também pode ter se refletido nos resultados inesperados alcançados para essas dimensões.

Também, na Análise 2 foram verificados efeitos inesperados da escolaridade materna igual a zero. Em 1986, foi observada menor prevalência do óbito neonatal precoce, neonatal e infantil para o grupo das mães sem escolaridade, tendo sido esse um resultado contrário ao que tem sido reafirmado para os efeitos da escolaridade materna na sobrevivência da criança (Gurung, 2010). Especialmente para esse ponto no tempo, que representa o mais defasado entre os demais analisados, pode ter havido seletividade na subdeclaração de óbitos infantis por parte das mães sem escolaridade, que possivelmente, são aquelas de maior parturição e que estão mais sujeitas a erros de memória ao declararem o número de filhos nascidos vivos que faleceram em períodos muito próximos do nascimento (Guillot et al, 2012). Mesmo o resultado obtido para o grupo 'Sem escolaridade' para a mortalidade infantil dos dados da amostra de 1986, pode ter sido o peso da omissão de óbitos nos segmentos neonatal precoce e neonatal quando essas incorreções costumam ser mais comuns (Bicergo & Boerma, 1990). Nos dados da PNDS 2006, que representa o ponto no tempo mais recente, esse mesmo comportamento da categoria 'Sem escolaridade' foi observado, mas apenas para a mortalidade neonatal precoce. Mesmo nesse caso, a seletividade na subdeclaração de óbitos pode ter atuado nesse segmento da mortalidade infantil que reúne óbitos ocorridos do primeiro minuto de vida extra-uterina até completar-se a primeira semana de vida da criança, ou seja, um

período muito curto e que pode ser propício para que erros de memória por parte da declarante sem instrução, principalmente, aconteçam.

Por fim, um ponto que pode ser mais bem explorado em trabalhos futuros é o teste de outros métodos para definir o(s) *threshold*(s) dos efeitos da escolaridade materna na sobrevivência da criança, uma vez que a escolha dos pontos de quebra da curva representa aspecto crucial dessa discussão. No estudo de Ahmed & Iqbal (2007) para a Nigéria, a estimação do *threshold* foi realizada por meio de técnica proposta por Hansen (2000), cuja mecânica é muito parecida com os modelos de regressão *spline* linear utilizados nessa tese. Com base em uma variável contínua definida previamente, a amostra é dividida em subgrupos, sendo os parâmetros estimados por meio de modelos de regressão da família dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para estimação do modelo, há rotinas disponíveis para pacotes estatísticos específicos (R e Gauss), e para modelos de resposta contínua, sendo, portanto, necessário adaptá-las para outros modelos de regressão.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADHIKARI, R.; SAWANGDEE, Y. Influence of women's autonomy on infant mortality in Nepal. **Reproductive Health**, v.8, n.7, 2011.

ADIMORA, G. N.; IKEFUNA, A. N.; ILECHUKWU, G. Home management of childhood diarrhoea: Need to intensify campaign. **Nigerian Journal of Clinical Practice**, v.14, n.2, 2011.

ADLER, N.; STEWART, J. Health disparities across the lifespan: Meaning, methods, and mechanisms. **Annals of the New York Academy of Sciences**, v.1186, n. 1, Feb., 2010.

ADLER, N.E.; NEWMAN, K. Socioeconomic disparities in health: pathways and policies. **Health Affairs**, v.21, n.2, p. 60-76, Mar-Apr, 2002.

ADLER, N.E.; OSTROVE, J.M. Socioeconomic status and health: what we know and what we don't. **Annals of the New York Academy of Sciences**, v. 896, p. 3-15.1999.

AGEE, M.D. Reducing child malnutrition in Nigeria: combined effects of income growth and provision of information about mothers' access to health care services. **Social Science and Medicine**, v.71, n.11, Dec., 2010.

AHMED, M; IQBAL, K. Is There Any Threshold in Mother's Education and Child Health Relationship? Evidences from Nigeria. Working Paper Series, nº 2007-02. **Carleton College Department of Economics**. 2007.

AKAIKE, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: PETROV BN, CSAKI F, editors. **Second International Symposium on Information Theory**.Budapest: Akademia Kiado; pp. 267–281, 1973.

ALMEIDA, C. B. et al. Utilização de surfactante exógeno nas unidades neonatais do município do Rio de Janeiro. *Revista da Sociedade Brasileira de Enfermeiros Pediatras*, São Paulo, v.7, n.2, dez., 2007.

ALMEIDA, M. F. et al. Mortalidade neonatal no município de São Paulo: influência de peso ao nascer e de fatores sócio-demográficos e assistenciais. **Revista Brasileira de Epidemiologia**; v. 5, n. 1, p. 62-76, 2002.

ALONSO, V.; FUSTER, V.; LUNA, F. Causes of neonatal mortality in Spain (1975-98): influence of sex, rural-urban residence and age at death. **Journal of Biosocial Science**. Oxford, v. 38, n. 4, p. 537-551, Jul. 2006.

ALTHABE, F.; BELIZAN, J.M. Caesarean section: the paradox. **The Lancet**, 2006; 368(9546):1472-1473.

ALVES, A. C. *et al.* Principais causas de óbitos infantis pós-neonatais em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1996 a 2004. **Revista Brasileira de Saúde Materno-Infantil**, v.8, n.1, pp. 27-33, 2008.

ALVES, D.; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. **Economics and Human Biology**, v.2, n.3, 2004.

ANDRADE, C. L. T. *et al.* Desigualdades sócio-econômicas do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal no Município do Rio de Janeiro, 2001. **Cadernos de Saúde Pública**, v.20, suppl.1, S44-S51, 2004.

ANDREUCCI, C. B.; CECATTI, J. G. Desempenho de indicadores de processo do Programa de Humanização do Pré-natal e Nascimento no Brasil: uma revisão sistemática. **Cadernos de Saúde Pública**, v.27, n.6, pp. 1053-1064, 2011.

ANSELIN, L. Appendix C: **Ordinary Least Squares and Poisson Regression Models**, University of Illinois. 2005

AQUINO, T. A. *et al.* Fatores de risco para a mortalidade perinatal. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 12, p. 2853-2861, Dez. 2007.

AREMU, O. *et al.* Socio-economic determinants in selecting childhood diarrhoea treatment options in Sub-Saharan Africa: a multilevel model. **Italian Journal of Pediatrics**, Mar, v.37, n.13, 2011.

ARTHUR, E. Wealth and antenatal care use: implications for maternal health care utilisation in Ghana. **Health Economics Review**, v.2, n.1, Aug., 2012.

ASLAM, M.; KINGDON, G. G. Parental Education and Child Health—Understanding the Pathways of Impact in Pakistan. **World Development**, v.40, n.10, pp.2014-2032, 2012.

ASSOCIATION OF PUBLIC HEALTH OBSERVATORIES. Covering letter for the Child Health Indications report: Young Persons version. **Association of Public Health Observatories – APHO**. United Kingdom, July, 2007.

BACAK, S.J. *et al.* Risk factors for neonatal mortality among extremely-low-birth-weight infants. **American Journal of Obstetrics & Gynecology**. Sanit Louis, Mo, v. 192, n. 3, p. 862-867, Mar. 2005.

BACAK, S.J. *et al.* Risk factors for neonatal mortality among extremely-low-birth-weight infants. **American Journal of Obstetrics & Gynecology**. Mar; 192(3):862-7.2005.

BALASCH, J.; GRATACÓS, E. Delayed childbearing: effects on fertility and the outcome of pregnancy. **Current Opinion in Obstetrics and Gynecology**, Jun; n.24, v.3, pp.187-93, 2012.

BARRERA, A. The role of maternal schooling and its interaction with public health programs in child health production. **Journal of Development Economics**, v.32, n.1, Jan, pp. 69–91, 1990.

BARROS, F.C. *et al.* The challenge of reducing neonatal mortality in middle-income countries: findings from three Brazilian birth cohorts in 1982, 1993, and 2004. **The Lancet**, v. 365, pp. 847-54, 2005.

BARROS, A. J.; HIRAKATA, V. N. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. **BMC Medical Research Methodology**; London, v. 3, n. 21, Oct. 2003.

BARROS, A.J.D.; VICTORA, C. G. Measuring Coverage in MNCH: Determining and Interpreting Inequalities in Coverage of Maternal, Newborn, and Child Health Interventions. **PLOS Medicine**, v.10, n.5, May, 2013.

BASSI, C. M. Exposição à maternidade precoce e estratos sociais das adolescentes brasileiras: justificativas via determinantes próximos das taxas de fecundidade. Brasília: IPEA, 2008. (Texto para Discussão, 1322).

BASSO, C. G; NEVES, E. T.; SILVEIRA, A. da. The association between attending prenatal care and neonatal morbidity. **Texto Contexto – Enferm**, vol.21, n.2, pp. 269-276, 2012.

BASU, A.M.; STEPHENSON, R. Low levels of maternal education and the proximate determinants of childhood mortality: a little learning is not a dangerous thing. **Social Science & Medicine**, v.60, n.9, pp. 2011-23, 2005.

BATISTTI, I. D. E. Análise de dados epidemiológicos incorporando planos amostrais complexos. 2008. 153 f. Tese (Doutorado em Epidemiologia) – Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2008.

BEHRMAN, J.; WOLFE, B. L. How Does Mother's Schooling Affect Family Health, Nutrition, Medical Care Usage and Household Sanitation? **Journal of Econometrics**, n.36, pp.185-204,1987.

BEHRMAN, J.R.; ROSENZWEIG, M.R. Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation? **American Economic Review**, v.92, n.1, March, pp.323-334, 2002.

BEMFAM; Macro International. **Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde, 1996**. Calverton, Maryland, USA: BEMFAM and Macro International, Inc. 1997.

BEMFAM; Macro International. **Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde, 1996**. Calverton, Maryland, USA: BEMFAM and Macro International, Inc. 1997.

BEMFAM; Macro International. **Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil, 1986.** Calverton, Maryland, USA: BEMFAM and Macro International, Inc. 1987.

BEMFAM; Macro International. **Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil, 1986.** Calverton, Maryland, USA: BEMFAM and Macro International, Inc. 1987.

BENIGUI, Y. As infecções respiratórias agudas na infância como problema de saúde pública. *Boletim de Pneumologia Sanitária*, Rio de Janeiro, v.10, n. 1, jun., 2002.

BERQUÓ, E.; CAVENAGHI, S. Increasing adolescent and youth fertility in Brazil: a new trend or a one-time event? In: THE ANNUAL MEETING OF THE POPULATION ASSOCIATION OF AMERICA, 2005, Philadelphia. Anais... Pennsylvania: Population Association of America, 2005.

BHALOTRA, S.; SOEST, A. Birth-spacing, fertility and neonatal mortality in India: Dynamics, frailty, and fecundity. *Journal of Econometrics*, v.143, n.2, pp.274-290, 2008.

BHARATI, P. *et al.* Prevalence and causes of low birth weight in India. *Malaysian Journal of Nutrition*. Dec, v.17, n.3, pp. 301-13, 2011.

BICEGO, G.T.; BOERMA, J. T. Maternal education, use of health services, and child survival: an analysis of data from the Bolivia DHS survey. Maryland; Institute for Resource Development/Macro Systems; DHS Working Papers, v.1, Dec. 1990.

BLABEY, M.H.; GESSNER, B.D. Three Maternal Risk Factors Associated with Elevated Risk of Postneonatal Mortality Among Alaska Native Population. *Maternal and Child Health Journal*. v.13, n.2, 2008.

BLACK, R.E. *et al.* Maternal and Child Undernutrition Study Group. Maternal and child undernutrition: global and regional exposures and health consequences. *The Lancet*, v.371, n. 9608, pp. 243-260, 2008.

BLUNCH, N-H. Staying Alive: Adult Literacy Programs and Child Mortality in Rural Ghana. *World Development*, v.42, pp. 114-126, 2013.

BRASIL. Ministério da Saúde. Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher – PNDS 2006: dimensões do processo reprodutivo e da saúde da criança. Ministério da Saúde, Centro Brasileiro de Análise e Planejamento. – Brasília: Ministério da Saúde, 2009.

BRASIL. Ministério da Saúde. Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher – PNDS 2006: dimensões do processo reprodutivo e da saúde da criança. **Ministério da Saúde, Centro Brasileiro de Análise e Planejamento.** – Brasília: Ministério da Saúde, 2009.

BREIEROVA, L.; DUFLO, E. The Impact of Education on Fertility and Child Mortality: Do Fathers really Matter less than Mothers? *National Bureau of Economic Research Working Papers*, n.10513, 2002.

BRIGGS, M.M., HOPMAN, W.M., JAMIESON, M.A. Comparing pregnancy in adolescents and adults: obstetric outcomes and prevalence of anemia. **Journal of Obstetrics and Gynaecology Canada**, Jul, v.29, n.7, pp.546-55, 2007.

BUCHBINDER, M. Mortalidad infantil y desigualdad socioeconómica en la Argentina. Tendencia temporal. **Archivos Argentinos de Pediatría**, v.106, n.3, 2008.

BURGARD, S. Does Race Matter? Children's Height in Brazil and South Africa. **Demography**, v.39, n. 4, pp. 763-790, 2002.

BURGESS, S., PROPPER, C., RIGG, J. The impact of low-income on child health: evidence from a birth cohort study. **CMPO Working Paper Series**, n. 04/098, 2004.

CALDEIRA, A. P.; FRANÇA, E.; GOULART, E. M. A. Mortalidade infantil pós-neonatal evitável: o que revelam os óbitos em domicílio. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 2, n. 3, p. 263-274, set./dez. 2002.

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

CALDWELL, J. C. Health transition: the cultural, social, and behavioural determinants of health in the third world. **Social Science & Medicine**, v. 36, pp. 128-135, 1993.

CALDWELL, J. C. How is greater maternal education translated into lower child mortality? **Health Transition Review**, n.4, pp. 224-229, 1994.

CAMARANO, A.A. História dos nascimentos: vantagens e desvantagens (Análise dos dados coletados pela PNAD 1984). In: VIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 1992-2008, Caxambu. **Anais do Encontro Nacional de Estudos Populacionais...** Caxambu: ABEP, 1992.

CARNIEL, E. de F. et al. Determinantes do baixo peso ao nascer a partir das Declarações de Nascidos Vivos. **Revista Brasileira de Epidemiologia**. Mar. v.11, n.1, p. 169-179. 2008.

CARVALHO, A. B. R. de; BRITO, A. S. J. de; MATSUO, T. Assistência à saúde e mortalidade de recém-nascidos de muito baixo peso. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 41, n. 6, Dec. 2007.

CARVALHO, A. P. A. de; VERISSIMO, M. De La Ó R. Comunicação e educação nas consultas de crianças com infecções respiratórias agudas. **Revista da Escola de Enfermagem da USP**, vol.45, n.4, pp. 847-854, 2011. ABUYA, A.B; ONSOMU, O. E.; KIMANI, K.J. Influence of Maternal Education on Child Immunization and Stunting in Kenya. **Maternal and Child Health Journal**, v.15, n.8, pp.1389 -1399, 2011.

CASE, A. C.; LUBOTSKY, D.; PAXSON, C. H. Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient. **American Economic Review**, v. 92, n.5, pp. 1308-1334. 2002.

CASE, A.; LIN, I-F.; MCLANAHAN, S. How hungry is the selfish gene? **The Economic Journal**, v.110, pp.781-804, 2000.

CASTERLINE, J.B.; COOKSEY, E.C.; ISMAIL, A.F. Household income and child survival in Egypt. **Demography**, Feb, v.26, n.1, pp.15-35, 1989.

CENTRO BRASILEIRO DE ANÁLISE E PLANEJAMENTO. **Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde, 2006**. Brasil: CEBRAP. 2008.

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

CESAR, J. A. *et al* . Utilização de serviços de saúde por menores de cinco anos no extremo Sul do Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 1, Fev, 2002.

CHAN, B. C.; LAO, T.T. Effect of parity and advanced maternal age on obstetric outcome. **International Journal of Gynecology & Obstetrics**, Ireland, v. 102, n. 3, p. 237- 241, Sep. 2008.

CHAN, B.C.; LAO, T.T. Effect of parity and advanced maternal age on obstetric outcome. **International Journal of Gynecology & Obstetrics**. Sep; v.102, n.3, pp.237-41. 2008.

CHARMARBAGWALA, R. *et al*. The Determinants of Child Health and Nutrition: A Meta-Analysis", **Independent Evaluation Group (IEG)**, Working Paper, Washington D.C., World Bank, 2004.

CHEN, E., MATTHEWS, K.A.; BOYCE, W.T. Socioeconomic differences in children's health: how and why do these relationships change with age? **Psychological Bulletin**, v. 128, n.2, p. 295-329, Mar. 2002.

CHEN, E.; MARTIN, A.; MATTHEWS, K. Socioeconomic status and health: Do gradients differ within childhood and adolescence? **Social Science & Medicine**, v.62, 2006.

CHEN, X.K. *et al*. Teenage pregnancy and adverse birth outcomes: a large population based retrospective cohort study. **International Journal of Epidemiology**, 36:368–373. 2007.

CHEN, Y.; LI, H. Mother's Education and Child Health: Is There a Nurturing Effect? **Journal of Health Economics**, v.28, n.2, 2009.

CHOPRA, M. *et al*. Strategies to improve health coverage and narrow the equity gap in child survival, health, and nutrition. **The Lancet**, Oct, v.380, n.9850, pp.1331-40, 2012.

CHRISTIAN, P. Maternal height and risk of child mortality and undernutrition. **JAMA**. v.303, pp.1539–1540. 2010.

- CLELAND, J. *et al.* Contraception and health. **The Lancet**, Jul., v.380, n. 9837, 2012.
- CLELAND, J. G.; GINNEKEN, J. K. Maternal education and child survival in developing countries: The search for pathways of influence. **Social Science & Medicine**, January, v. 27, n.12, pp. 1357-1368, 1988.
- CLELAND, J. Maternal education and child survival: Further evidence and explanations. In: John C. Caldwell, *et al.*, (eds.), **What We Know about Health Transition: The Cultural, Social and Behavioural Determinants of Health**, Canberra: Australian National University, pp. 400-419, 1990.
- CLELAND, J. The benefits of educating women. **The Lancet**, September, v. 376, n.9745, pp. 933 - 934, 2010.
- CLELAND, J.; KAUFMANN, G. Education, fertility and child survival: unravelling the links. In: **The methods and uses of anthropological demography**. Basu, Alaka Malwade and Peter Aaby, eds. Oxford: Clarendon Press, 1998.
- COCHRANE, *et al.* The Effects of Education on Health. **World Bank Staff Working Paper**, n. 405, July, 1980.
- COMISSÃO NACIONAL SOBRE DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE. As causas das Iniquidades em Saúde no Brasil. **Comissão Nacional sobre Determinantes Sociais da Saúde**. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz, 2008. 220 p.
- CONDE-AGUDELO, A.; ROSAS-BERMÚDEZ, A.; KAFURY-GOETA, A. C. Birth spacing and risk of adverse perinatal outcomes: a meta-analysis. **Journal of the American Medical Association**, Chicago, v. 295, n. 15, p. 1809-1823, Apr. 2006.
- CONDE-AGUDELO, A.; ROSAS-BERMÚDEZ, A.; KAFURY-GOETA, AC. Birth spacing and risk of adverse perinatal outcomes: a meta-analysis. **Journal of the American Medical Association**. Apr 19;295(15):1809-23.2006.
- COUTINHO, L. M. S; SCAZUFCA, M.; MENEZES, P. R. Métodos para estimar razão de prevalência em estudos de corte transversal. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 42, n. 6, p. 992-998, dez. 2008.
- CUNHA, F.; HECKMAN, J.J. Investing in Our Young People. **IZA Discussion Paper**, n. 5050, 2010.
- CUNNINGTON, A. J. What's so bad about teenage pregnancy? **Journal of Family Planning and Reproductive Health Care**. England, v. 27, n. 1, p. 36-41, Jan. 2001.
- CURRIE, A.; SHIELDS M.A.; PRICE, S. W. Is the Child Health/Family Income Gradient Universal? **Journal of Health Economics**, v.26, 2007.

CURRIE, J.; MORETTI, E. Mother's Education and the Intergenerational Transmission of Human Capital: Evidence from College Openings and Longitudinal Data, **National Bureau of Economic Research Working Papers**, n. 9360, 2002.

CURRIE, J.; ZIVIN, J.S.G; NEIDELL, M.J.; SCHLENKER, W. Something in the Water: Contaminated Drinking Water and Infant Health. **NBER Working Paper**, n. 18876, Marc.; 2013.

CUTLER, D. M., DEATON, A., S., LLERAS-MUNEY, A. The Determinants of Mortality. **National Bureau of Economic Research**, Working Paper 11963, 2006.

DAS GUPTA, M. Death clustering, mother's education and the determinantss of child mortality in rural Punjab, Índia. **Population Studies**, 44:489-505, 1990.

DATASUS. Informações de Saúde (TABNET). Departamento de Informática do SUS - DATASUS. Ministério da Saúde, Brasília. Disponível em <<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0205>>. Acesso em 30. Jun. 2013.

DEATON, A. Relative deprivation, inequality, and mortality. **National Bureau of Economic Research**, Working Paper 8099, 2001.

DEATON, A. Relative deprivation, inequality, and mortality. **National Bureau of Economic Research**, Working Paper 8099, 2001.

DELBAERE, I. *et al.* Pregnancy outcome in primiparae of advanced maternal age. **European Journal of Obstetrics & Gynecology and Reproductive Biology**, Nov., v.135, n.1, pp. 41-46, 2007.

DESAI, S.; ALVA, S. Maternal Education and Child Health: Is There a Strong Causal Relationship? **Demography**, v. 35, n. 1, Feb, pp. 71-81, 1998.

DIXON-MUELLER, R. Female Empowerment and Demographic Processes: Moving Beyond Cairo, **Policy and Research**, n.13, Paris: IUSSP, 1998.

DREVENSTEDT, G. L. *et al.* The rise and fall of excess male infant mortality. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**, Washington, v. 105, n. 13, p. 5016-5021, Apr. 2008.

DRUMOND, Eliane de Freitas; MACHADO, Carla Jorge; FRANCA, Elizabeth. Óbitos neonatais precoces: análise de causas múltiplas de morte pelo método Grade of Membership. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, Jan. 2007.

DUARTE, J. L. M. B.; MENDONCA, G. A. S. Fatores associados à morte neonatal em recém-nascidos de muito baixo peso em quatro maternidades no município do Rio de Janeiro, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**; Rio de Janeiro, v. 21, n. 1, p. 181-191, fev. 2005.

DUARTE, J. L. M. B.; MENDONCA, G. A. S. Fatores associados à morte neonatal em recém-nascidos de muito baixo peso em quatro maternidades no município do Rio de Janeiro, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**; Rio de Janeiro, v. 21, n. 1, p. 181-191, fev. 2005.

EARLY CHILD DEVELOPMENT KNOWLEDGE NETWORK OF THE COMMISSION ON SOCIAL DETERMINANTS OF HEALTH. Early child development: a powerful equalizer. Final report of the Early Child Development Knowledge Network (ECDKN) of the Commission on Social Determinants of Health. **World Health Organization**, Genebra, 2007a.

ELO, I.T. Utilization of maternal health-care services in Peru: the role of women's education. **Health Transition Review**, Apr, v.2, n.1, pp.49-69, 1992.

EL-SAYED, A.M.; GALEA, S. Temporal changes in socioeconomic influences on health: maternal education and preterm birth. **American Journal of Public Health**, Sep., v.102, n. 92012, 2012.

EWBANK, D.; PRESTON, S.H. Personal health behaviour and the decline in infant and child mortality: the United States, 1900-1930, in **What We Know about Health Transition: The Cultural, Social and Behavioural Determinants of Health**, eds. John Caldwell, Sally Findley, Pat Caldwell, Gigi Santow, Wendy Cosford, Jennifer Braid and Daphne Broers-Freeman, Health Transition Centre, The Australian National University, Canberra (2 vols), pp.116-149.1990.

EWBANK, D.C. Maternal education and theories of health behaviour: a cautionary note. **Health Transition Review**, v.4, n. 2, pp. 215-23, 1994.

FERRARI, R. A. P.; BERTOLOZZI, M. R. Mortalidade pós-neonatal no território brasileiro: uma revisão da literatura. **Revista da Escola de Enfermagem – USP**, São Paulo, v. 46, n. 5, Oct. 2012.

FERRARI, R. A. P.; BERTOLOZZI, M. R. Postnatal mortality in Brazilian territory: a literature review. **Revista da Escola de Enfermagem – USP**, v.46, n.5, pp.1207-1214,2012.

FINCH, B.K. Early origins of the gradient: the relationship between socioeconomic status and infant mortality in the United States. **Demography**, v.40, n.4, p. 675-699, Nov. 2003a.

FINCH, B.K. Socioeconomic gradients and low birth-weight: empirical and policy considerations. **Health Services Research**, v. 38, nº6/2, p. 1819-41, Dec. 2003b.

FINLAY, J. E., ÖZALTIN, E., CANNING, D. The association of maternal age with infant mortality, child anthropometric failure, diarrhoea and anemia for fifth births: evidence from 55 low- and middle-income countries. **BJM Open**, v.1, pp.1-24, 2011.

FRANCISCO, P.M.S. *et al.* Medidas de associação em estudo transversal com delineamento complexo: razão de chances e razão de prevalência. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 11, n. 3, Sept. 2008.

FRIAS, P. G. de et al. Sistema de Informações sobre Mortalidade: estudo de caso em municípios com precariedade dos dados. **Cadernos de Saúde Pública**, v.24, n.10, 2008.

FUCHS, R.; PAMUK, E.; LUTZ, W. Education or wealth: which matters more for reducing child mortality in developing countries? **Vienna Yearbook of Population Research**, v.8, pp. 175-199, 2010.

FUNDO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A INFÂNCIA. Situação Mundial da Infância 2009: **Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF)**, 2009. Disponível em <http://www.unicef.org/brazil/pt/br_sowc2009_pt.pdf>. Acesso em: 18/10/2012.

FUNDO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A INFÂNCIA. **Situação mundial da infância 2012, crianças em um mundo urbano**. Brasília: **Fundo das Nações Unidas para a Infância, 2012**. Disponível em <http://www.unicef.org/brazil/pt/PT-BR_SOWC_2012.pdf>. Acesso em: 19 out. 2012.

GAGE, T. B. *et al.* Maternal Education, Birth Weight, and Infant Mortality in the United States. **Demography**, v.50, pp. 615–635, 2013.

GAKIDOU, E. *et al.* Increased educational attainment and its effect on child mortality in 175 countries between 1970 and 2009: a systematic analysis. **The Lancet**, v. 376, n.9745, pp. 959 - 974, September, 2010.

GARCIA, L. P.; SANTANA, L. R. Evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil, 1993-2008. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 9, Sept. 2011.

GARG, P.; GOGIA, S. Reducing neonatal mortality in developing countries: low-cost interventions are the key determinants. **Journal of Perinatology**, New York, v. 29, n. 1, p. 74-75, Jan. 2009.

GIBBIS, C.M. *et al.* The Impact of Early Age at First Childbirth on Maternal and Infant Health. **Paediatric and Perinatal Epidemiology**, v.26, Issue Supplement s1, Jun., 2012.

GIBSON, M. E. Getting back to basics: the curious history of breastfeeding in the United States. **American Journal of Nursing**, v.105, n.10, pp.72–73, 2005.

GLEWWE, P. Why Does Mother's Schooling Raise Child Health in Developing Countries? Evidence from Morocco. **The Journal of Human Resources**. v. 34, n. 1, pp. 124-159, 1999.

GOLDMAN, N. Social inequalities in health disentangling the underlying mechanisms. **Annals of the New York Academic Science**, Dec; v.954, pp.118-39. 2001.

GRAMANI, M. C. N.; DUARTE, A. L. de C. M. O impacto do desempenho das instituições de educação básica na qualidade do ensino superior. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 72, Sept. 2011.

GUEDES, G.R. *et al.* Identificabilidade e estabilidade dos parâmetros no método Grade of Membership (GoM): considerações metodológicas e práticas. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v.27, n.1, pp.21-23, Jan-Jun; 27(1): 21–33, 2010.

GUEORGUIEVA, R.V. *et al.* Effect of teenage pregnancy on educational disabilities in kindergarten. **American Journal of Epidemiology**, v.154, n.3, pp.212-20, Aug., 2001.

GUILLOT, M. *et al.* Child Mortality Estimation: A Global Overview of Infant and Child Mortality Age Patterns in Light of New Empirical Data. **PLOS Medicine**, v.9, n.8, Aug., 2012.

GUIMARÃES, E. A. de A.; VELÁSQUEZ-MELÉNDEZ, G. Low birth weight determinants from the Born Alive National Surveillance System in Itaúna, Minas Gerais. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**. Recife, v. 2, n. 3, 2002.

GUIMARAES, M. J. B. *et al.* Condição de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife, Pernambuco, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v.19, n.5, p. 1413-1424, Sept./Oct. 2003.

GÜRSOY, A. Forum: Parental education and child mortality. **Health Transition Review**, v.4, n. 2, pp. 183-229, 1994.

GURUNG, G. Investing in mother's education for better maternal and child health outcomes. **Rural Remote Health**, Jan-Mar, v.10, n.1, 2010.

Haidar, F. H.; OLIVEIRA, U. F.; NASCIMENTO, L. F. C. Escolaridade materna: correlação com os indicadores obstétricos. **Cadernos de Saúde Pública**, jul./ago. v.17, n.4, p.1025-1029. 2001.

HALDRE, K. *et al.* A poor pregnancy outcome related to young maternal age? A study of teenagers in Estonia during the period of major socio-economic changes (from 1992 to 2002). **European Journal of Obstetrics, Gynecology and Reproductive Biology**. Mar;131(1):45-51. 2007.

HANSEN, B.E. Sample Splitting and Threshold Estimation. **Econometrica**, v.68, n. 3, pp. 575-603, May, 2000.

HARRELL, F. E. **Regression Modeling Strategies**. Springer Series in Statistics, 2001.

HERON, M. Deaths: leading causes for 2008. **National Vital Statistics Report**. Jun, v.60, n.6, pp.1-94. 2012.

HILBE, J. M. **Logistic Regression Models**. Chapman & Hall Texts in statistical science. Arizona State University, Tempe, USA. 2009.

HOBCRAFT, J. Women's education, childrens welfare and child survival: a review of the evidence. **Health Transition Review**, v.3, n.2, pp.159-176, 1993.

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. **Applied logistic regression**. New York: Wiley, 2000.

HOUWELING, T. A.; KUNST, A. E. Socio-economic inequalities in childhood mortality in low- and middle-income countries: a review of the international evidence. **British Medical Bulletin**, v.93, 2010.

HUMPHRIES, M. Degrees of Improvement? The Relationship between Maternal Educational Attainment, Race, and Infant Mortality. **Population Association of America (PAA) 2010 Annual Meeting Program**. Washington, DC, March 31-April 2, 2011.

IBRAHIM, J. Frequency of Antenatal Care Visits and Neonatal Mortality in Indonesia. **Journal of Tropical Pediatrics**, v. 58, n. 3, 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Perfil socioeconômico da maternidade nos extremos do período reprodutivo. **Perfil socioeconômico da maternidade nos extremos do período reprodutivo**. IBGE – Rio de Janeiro, Maio, 2005.

JAIN, A. K. Maternal education and childcare. **Health Transition Review**, v.4, n. 2, pp. 199-206, 1994.

JOBIM, R.; AERTS, D. Mortalidade infantil evitável e fatores associados em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil, 2000-2003. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, jan. 2008.

JONH, D.A. Does an immigrant health paradox exist among Asian Americans? Associations of nativity and occupational class with self-rated health and mental disorders. **Social Science & Medicine**, v.75, n.12, Dec., pp.2085–2098, 2012.

KASSAR, S.B. Determinants of neonatal death with emphasis on health care during pregnancy, childbirth and reproductive history. **Jornal de Pediatria**, Rio de Janeiro, v.89, n.1, Jan-Feb, 2013.

KAUFMANN, G.; CLELAND, J. Maternal education and child survival: anthropological responses to demographic evidence. **Health Transition Review**, v.4, n. 2, pp. 196-9, 1994.

KEDIR, S. A. Health and nutritional status of children in ethiopia: do maternal characteristics matter? **Journal of Biosocial Science**, 2012.

KING, J.C. The risk of maternal nutritional depletion and poor outcomes increases in early or closely spaced pregnancies. **Journal of Nutrition**, Philadelphia, v. 133, n. 5, p. 1732S-1736S, May. 2003. Suplemento 2.

KISHOR, S. A Focus on Gender: Collected Papers on Gender Using DHS Data. **ORC Macro**, Calverton, Maryland, USA, 2005.

KLEIN, R.; FONTANIVE, N. Alguns indicadores educacionais de qualidade no Brasil de hoje. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 23, n. 1, p. 19-28, jan./jun. 2009.

KRAMER, M. S. The epidemiology of adverse pregnancy outcomes: An overview. **Journal of Nutrition**, Philadelphia, v. 133, issue 5, May. 2003. Suplemento 2.

KRAVDAL, Ø. Child mortality in India: Exploring the community-level effect of education. **Health Economics Research Programme**, Working Paper, n.4, Department of Economics, University of Oslo, 2003.

KRAVDAL, Ø. Child Mortality in India: The Community-Level Effect of Education. **Population Studies**, v. 58, n. 2, Jul, pp. 177-192, 2004.

KRISTENSEN, S. *et al.* Impact of advanced maternal age on neonatal survival of twins small-for-gestational-age subtypes. **Journal of Obstetrics and Gynaecology Research**, Tokyo, v. 33, n. 3, p. 259-265, Jun. 2007.

I, O.; IRWIN, A. A. Conceptual Framework for Action on the Social Determinants of Health. Discussion paper for the Commission on Social Determinants of Health, **Commission on Social Determinants of Health**, April, 2007.

LANSKY, S.; FRANÇA, E.; ISHITANI, L.; PERPÉTUO, I.H.O. Evolução da mortalidade infantil no Brasil-1980 a 2005. In: Brasil. Ministério da Saúde. Saúde Brasil 2008: 20 anos de Sistema Único de Saúde (SUS) no Brasil. Brasília: Ministério da Saúde, 2009.

LAWSON, D.W.; ALVERGNE, A.; GIBSON, M.A. The life-history trade-off between fertility and child survival. **Proceedings Biological Science**, Dec, n.279, v.1748, pp.4755-64, 2012.

LEAL, M. do C.; GAMA, S. G. N. da; CUNHA, C. B. da. Desigualdades sociodemográficas e suas conseqüências sobre o peso do recém-nascido. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 40, n. 3, June, 2006.

LEGRAND, T.; PHILLIPS, J. The Effect of Fertility Reductions on Infant and Child Mortality: Evidence from Matlab in Rural Bangladesh. **Population Studies**, v.50, pp.51-68, 1996.

LEVINE, *et al.* Women's schooling and child care in the demographic transition: a Mexican case study. **Population and Development Review**, v.17, n.3, pp.459-496.1991.

LEVINE, R.A. *et al.* Maternal literacy and health care in three countries: A preliminary report. **Health Transition Review**, v.4, pp.186-191, 1994.

LI, C.Y.; SUNG, F.C. Socio-economic inequalities in low-birth weight, full-term babies from singleton pregnancies in Taiwan. **Public Health**. v.122, n.3, p.243-50, Mar. 2008.

LILLARD, D.R.; SIMON, K.; UHEYAMA, M. The Effect of Maternal Education on Child Health. **American Economic Association Annual Meetings**, 2007.

LINDENBAUM, S.; CHALRABORTY, M.; ELIAS, M. The influence of maternal education on infant and child mortality in Bangladesh. In: John C. Caldwell, *et al.*, (eds.), **What We Know about Health Transition: The Cultural, Social and Behavioural Determinants of Health**, Canberra: Australian National University, 1990.

LIU, L. *et al.* Trends in causes of death among children under 5 in Bangladesh, 1993-2004: an exercise applying a standardized computer algorithm to assign causes of death using verbal autopsy data. **Population Health Metrics**. v.9, n.43, 2011.

LIU, S. *et al.* Relationship of prenatal diagnosis and pregnancy termination to overall infant mortality in Canada. *Journal of the American Medical Association*, Chicago, v. 287, n. 12, p. 1561-1567, Mar. 2002.

LUDFORD, I. *et al.* Pregnancy outcomes for nulliparous women of advanced maternal age in South Australia, 1998-2008. **The Australian and New Zealand Journal of Obstetrics and Gynaecology**, Jun, n.52, v.3, pp.235-41, 2012.

LUQUETTI, D. V.; KOIFMAN, R. J. Surveillance of birth defects: Brazil and the US. *Ciência & Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v.16, suppl.1, 2013.

LUTHER, J. *et al.* Maternal and Fetal Growth, Body Composition, Endocrinology, and Metabolic Status in Undernourished Adolescent Sheep **Biology of Reproduction**, Champaign, v. 77, n. 2, p. 343-350, Aug. 2007.

MACASSA, G. *et al.* Inequalities in child mortality in Mozambique: differentials by parental socio-economic position. **Social Science & Medicine**, England, v. 57, n.12, 2003.

MACHADO, C. J.; HILL, K. Determinants of neonatal and post-neonatal mortality in the City of São Paulo. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 6, n. 4, p. 345-357, Dec. 345-58. 2003.

MACINKO, J. *et al.* Going to scale with community-based primary care: An analysis of the family health program and infant mortality in Brazil, 1999-2004. **Social Science & Medicine**, v.65. 2007.

MAGURE, T. M. *et al.* Trends in Unmet Need and the Demand for Family Planning in Zimbabwe. **Zimbabwe Working Papers**, n.6, Feb., 2010.

MALDONADO, G.; GREENLAND, S. Simulation study of confounder selection strategies. **American Journal of Epidemiology**, Baltimore, v. 138, n.11, p. 923-36, Dec. 1993.

MALTA, D. C. *et al.* Mortes evitáveis em menores de um ano, Brasil, 1997 a 2006: contribuições para a avaliação de desempenho do Sistema Único de Saúde. **Cadernos de Saúde Pública**, v.26, n.3, pp. 481-491, 2010.

MARAN, E.; UCHIMURA, T.T. Mortalidade Neonatal: fatores de risco em um município no sul do Brasil. **Revista Eletrônica de Enfermagem**, v.10, n.1, 2008.

MARIA-MENGEL, M.R.S.; LINHARES, M.B.M. Risk factors for infant developmental problems. **Revista Latino-Americana de Enfermagem**, n.15 (volume especial), pp. 837-42, setembro-outubro, 2007.

MARKOVITZ, B.P. *et al.* Socioeconomic factors and adolescent pregnancy outcomes: distinctions between neonatal and post-neonatal deaths? **BMC Public Health**, Jul. v.5, n.79, 2005.

MARMOT, M. G. Achieving health equity: from root causes to fair outcomes. **The Lancet**. v.370, n. 9593, Sept.-Oct, pp. 1153–1163, 2007.

MARMOT, M. G. Status Syndrome: A Challenge to Medicine. **The Journal of the American Medical Association**, v. 295, v.11, 2006.

MARTIN, J. Prevalence Ratio in Cross-Sectional Study. Disponível em <<https://www.ctspedia.org/do/view/CTSpedia/PrevalenceRatio>>. Acesso em 28 out. 2012.

MASCARENHAS, M. L. W. *et al.* Prevalência de aleitamento materno exclusivo nos 3 primeiros meses de vida e seus determinantes no Sul do Brasil. **Jornal de Pediatria**, v.82, n.4, pp. 289-94, 2006.

MASON, K.O.; SMITH, H.L. Husbands' versus wives' fertility goals and use of contraception: The influence of gender context in five Asian countries. **Demography**, v.37, n.3, pp.299-311, 2000.

MASUY-STROOBANT, G. The Determinants of Infant Mortality: how far are conceptual frameworks really modelled? Belgium, **Université Catholique de Louvain**, 2001.

MCCRARY, J.; ROYER, H. The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence from School Entry Policies Using Exact Date of Birth. **American Economic Review**, February, v.101, n.1, pp.158–195, 2011.

MEASURE DHS. **DHS recode manual**. Calverton: ICF International; 1998. Disponível em: <http://www.measuredhs.com/pubs/pdf/DHSG4/Recode3DHS.pdf>. Acesso em 04. Nov. 2012.

MEASURE DHS. **DHS recode manual**. Calverton: ICF International; 2008. Disponível em: <<http://www.measuredhs.com/pubs/pdf/DHSG4/Recode1DHS.pdf>>. Acesso em 04. Nov. 2012.

MEDRANO, P.; RODRÍGUEZ, C.; VILLA, E. Does mother's education matter in child's health? evidence from South Africa. **South African Journal of Economics**, v.76, n.4, 2008.

MELLI, L. C. F. L.; WALDMAN, E. A.. Tendência temporal e desigualdades na mortalidade por diarreias em menores de 5 anos. **Jornal de Pediatria**, Porto Alegre, v. 85, n. 1, Feb. 2009.

MICKEY, R.M.; GREENLAND, S. The impact of confounder selection criteria on effect estimation. **American Journal of Epidemiology**, Baltimore, v. 129, n. 1, p. 125–37, Nov. 1989.

MINAGAWA, A. T. et al. Baixo peso ao nascer e condições maternas no pré-natal. *Revista da Escola de Enfermagem*, São Paulo, v. 40, n. 4, p. 548-554, dez. 2006.

MIRANDA-RIBEIRO, A. de; RIOS-NETO, E. L. G.; CARVALHO, J. A. M. de. Reconstrução de histórias de nascimentos a partir de dados censitários: uma análise comparativa de duas metodologias. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, São Paulo, v. 26, n. 1, June, 2009.

MOHSIN, M.; BAUMAN, A. E.; JALALUDIN, B. The influence of antenatal and maternal factors on stillbirths and neonatal deaths in New South Wales, Australia. **Journal of Biosocial Science**. Sep; 38(5):643-57. 2006.

MOKYR, J.; REBECCA, S. Science, Health, and Household Technology: The Effect of the Pasteur Revolution on Consumer Demand. In Bresnahan and Gordo (eds): **The Economics of New Goods**, University of Chicago Press, pp. 143-200. 1996.

MOKYR, J.; STEIN, R. Science, Health, and Household Technology: The Effect of the Pasteur Revolution on Consumer Demand. In: Bresnahan and Gordon (eds.) **The Economics of New Goods**, University of Chicago Press, 1996

MOLINARI, N; DAURÈS, J.P.; DURAND, J.F. Regression *splines* for threshold selection in survival data analysis. **Statistics in Medicine**, v.20, n.2, p.237-47.

MONDEN, C.; SMITS, J. Maternal height and child mortality in 42 developing countries. **NiCE Working Paper**, March, 2008.

MOREIRA, M. D. de S.; GAÍVA, M. A. M.; BITTENCOURT, R. M. Mortalidade neonatal: características assistenciais e biológicas dos recém-nascidos e de suas mães. **Cogitare Enfermagem**, Jan/Mar, v.17, n.1, 2012.

MORGEN, C.S. et al. Socioeconomic position and the risk of preterm birth-a study within the Danish National Birth Cohort. **International Journal of Epidemiology**, v. 37, n.5, p. 1109-20, Oct. 2008.

MORTON, R.F; HEBEL, J.R.; MCCARTER, R.J. **A study guide to epidemiology and biostatistics**, 5th ed. Rockville, MD: Aspen Publishing, 2001.

MOSER, K.A.; LEON, D. A.; GWATKIN, D.R. How does progress towards the child mortality millennium development goal affect inequalities between the poorest and least poor? Analysis of *Demographic and Health Survey* data. **BMJ**, v.331, Nov. 2005.

MOSER, K.A.; LEON, D. A.; GWATKIN, D.R. How does progress towards the child mortality millennium development goal affect inequalities between the poorest and least poor? Analysis of *Demographic and Health Survey* data. **BMJ**, v.331, Nolv. 2005.

MOSLEY W.H.; CHEN L.C. An analytic framework for the study of child survival in developing countries. **Population and Development Review**, v.10, pp. 25-45. 1984.

MOSTAFAVI, S.F. **Estimating the causal effect of maternal education on infant mortality with DHS data for Iran**. Presented at the annual meeting of the Population Association of America, April, Marrakech, 2009.

MULHOLLAND, E. *et al.* Equity and child-survival strategies. **Bulletin of the World Health Organization**, v.28, pp. 399–407, 2008.

MURRAY, C.; CHEN, L. In search of a contemporary theory for understanding mortality change. **Social Science & Medicine**, n.36, pp.143–55, 1993.

MYRSKYLÄ, M.; FENELON, A. Maternal age and offspring adult health: evidence from the health and retirement study. **Demography**, Nov, n.49, v.4, pp.1231-57, 2012.

NANKABIRWA, V. Maternal education is associated with vaccination status of infants less than 6 months in Eastern Uganda: a cohort study. **BMC Pediatrics**, Dec, v.15, n.10, 2010.
NAZER HERRERA, J.; GARCÍA HUIDOBRO, M.; CIFUENTES OVALLE, L. Malformaciones congénitas en hijos de madres con diabetes gestacional. **Revista médica de Chile**, Santiago, v. 133, n. 5, p. 547-545, mayo. 2005.

NEAL, S. E.; MATTHEWS, Z. Investigating the role of health care at birth on inequalities in neonatal survival: evidence from Bangladesh. **International Journal for Equity in Health**, v.12, n.17, 2013.

NONATO, F.J.A.P *et al.* O perfil da força de trabalho brasileira: trajetórias e perspectivas. **Boletim Mercado de Trabalho - Conjuntura e Análise**. IPEA - Brasília, n. 51, Maio, 2012 v.15, n.8, pp.1389 -1399, 2011.

NORONHA, G. A. de *et al.* . Evolução da assistência materno-infantil e do peso ao nascer no Estado de Pernambuco em 1997 e 2006. **Ciência e Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 10, Oct., 2012.

O'LEARY, C.M. *et al.* Changing risks of stillbirth and neonatal mortality associated with maternal age in Western Australia 1984-2003. **Paediatric and Perinatal Epidemiology**, England, v. 21, n. 6, p. 541-549, Nov. 2007.

O'LEARY, C.M. *et al.* Changing risks of stillbirth and neonatal mortality associated with maternal age in Western Australia 1984-2003. **Paediatric and Perinatal Epidemiology**. Nov; 21(6):541-9. 2007.

OLESZCZUK, J. J.; KEITH, L. G.; OLESZCZUK, A. K. The paradox of old maternal age in multiple pregnancies. **Obstetrics and Gynecology Clinics of North America**, Philadelphia, v. 32, n. 1, P. 69–80, Mar. 2005.

OLESZCZUK, J.J.; KEITH, L.G.; OLESZCZUK, A.K. The paradox of old maternal age in multiple pregnancies. **Obstetrics and Gynecology Clinics of North America**; 32:69–80. 2005.

ORSINI, N.; GREENLAND, S. A procedure to tabulate and plot results after flexible modeling of a quantitative covariate. **Stata Journal**, v.11, n.1; p.1-29, 2011.

PALLONI, A.; RAFALIMANANA, H. The Effects of Infant Mortality on Fertility Revisited: New Evidence from Latin America. **Demography**, v.36, n.1, pp. 41-58, 1999.

PARTRIDGE, S. *et al.* Inadequate Prenatal Care Utilization and Risks of Infant Mortality and Poor Birth Outcome: A Retrospective Analysis of 28,729,765 U.S. Deliveries over 8 Years. **American Journal of Perinatology**, v.29; n.10, pp. 787-794, 2012.

PETERSEN, C.B. *et al.* Socio-economic inequality in preterm birth: a comparative study of the Nordic countries from 1981 to 2000. **Paediatric and Perinatal Epidemiology**, v.23, n.1, p. 66-75, Jan. 2008.

PINTO, A. C. Sem educação básica de qualidade não há futuro. **Journal of the Brazilian Chemical Society**, São Paulo, v. 23, n. 8, Aug. 2012.

PRESTON, S. H., ELO, I. T. Are educational differentials in adult mortality increasing in the United States? **Journal of Aging and Health**, v.7, 1995.

PRESTON, S. H., TAUBMAN, P. Socioeconomic differences in adult mortality and health status. In: MARTIN, L.G., PRESTON, S.H., **Demography of aging**. National Academy Press (Ed). Washington, DC, p. 279-318, 1994.

PRESTON, S.; HAINES, H. **Fatal Years: Child Mortality in Late Nineteenth Century America**, Princeton, NJ: Princeton University Press, 1991.

RAHMAN, M.; OBAIDA-NASRIN, S. Factors affecting acceptance of complete immunization coverage of children under five years in rural Bangladesh. **Salud Publica Mex**, Mar-Apr, v.52, n.2, pp.134-40, 2010.

RAI, R.K.; SINGH, P.K.; SINGH, L. Utilization of maternal health care services among married adolescent women: insights from the Nigeria *Demographic and Health Survey*, 2008. **Womens Health Issues**, Jul-Aug, v.22, n.4, 2012.

RAMOS, H. A. de C.; CUMAN, R. K. N. Fatores de risco para prematuridade: pesquisa documental. **Esc. Anna Nery**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 2, Jun, 2009.

RAMOS, M. N. O desafio da qualidade da educação básica. **Journal of the Brazilian Chemical Society**, São Paulo, v. 21, n. 3, 2010.

RAYAMAJHI, R.; THAPA, M.; PANDE, S. The challenge of grandmultiparity in obstetric practice. **Kathmandu University Medical Journal**, Nepal, v. 4, n. 1, p. 70-74, Jan/Mar. 2006.

RECTOR, R.; JONHSON, K. The effects of marriage and maternal education in reducing child poverty. A Report of the Heritage Center for Data Analysis. **Heritage Foudation**, Washington, DC. Reports – Research (143). 2002.

REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÃO PARA A SAÚDE. Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações / **Rede Interagencial de Informação para a Saúde** - Ripsa. – 2. ed. – Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 349 p., 2008.

RIOS-NETO, E. L.G. *et al.* Análise da evolução de indicadores educacionais no brasil: 1981 A 2008. Working Paper, n.386, Belo Horizonte: **UFMG/CEDEPLAR**, 2010.

RODRIGUES, T.; BARROS, H. Short interpregnancy interval and risk of spontaneous preterm delivery. **European Journal of Obstetrics & Gynecology and Reproductive Biology**. Amsterdam, v. 136, n. 2, p. 184-188, Feb. 2008.

ROYSTON, P.; SAUERBREI, W. Multivariable modeling with cubic regression *splines*: a principled approach. **Stata Journal**, v.7, n.1, p.45–70, 2007.

RUBALCAVA, L.N.; TERUEL, G.M. The role of maternal cognitive ability on child health. **Economics and Human Biology**. Dec; v.2, n.3, pp.439-55, 2004.

RUTSTEIN, S.O. Socio-economic differentials in infant and child mortality. **WFS Comparative Studies** (preliminary tables), International Statistical Institute, Voorburg, 1984.

SAILI, A. Essential care of low birth weight neonates. **Indian Pediatrics**. Jan;45(1):13-5. 2008.

SANDERS, D. *et al.* Decreasing the Burden of Childhood Disease. **Final Report: Burden of Disease in the Western Cape**. Childhood Diseases Workgroup, University of the Western Cape, 2007.

SANTOS, I. S. *et al.* Avoidable deaths in the first four years of life among children in the 2004 Pelotas (Brazil) birth cohort study. **Cadernos de Saúde Pública**, v.27, suppl.2, pp. s185-s197, 2011.

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

SASTRY, N. Trends in socioeconomic inequalities in mortality in developing countries: The case of child survival in Sao Paulo, Brazil, **Demography**, v.41, 2004a.

SASTRY, N. Urbanization, development and under-five mortality differentials by place of residence in São Paulo, Brazil, 1970-1991. **Demographic Research**, special collection 2 - article 14, 2004b.

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**. Inter-Centre Cooperative Research Programme. Project No. 1: Final Report. CICRED/WHO, Paris, 1983.

SCHELLENBERG, A. et al. Inequities among the very poor: health care for children in rural Southern Tanzania. **Lancet**, v.361, n.9357, Feb. 2003.

SCHULTZ, T.P. Why Governments Should Invest More to Educate Girls. **Economic Growth Center Discussion Paper**, n. 836. 2001.

SENESI, L. G. *et al.* Morbidade e mortalidade neonatais relacionadas à idade materna igual ou superior a 35 anos, segundo a paridade. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetria**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 6, p. 477-482, Jul. 2004.

SENESI, L. G. *et al.* Morbidade e mortalidade neonatais relacionadas à idade materna igual ou superior a 35 anos, segundo a paridade. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetria**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 6, p. 477-482, Jul. 2004.

SHANNON, T.; O'DONNELL, M.J.; SKINNER, K. Breastfeeding in the 21st century: overcoming barriers to help women and infants. **Nursing for Women's Health**. Dec, v.11; n.6, pp.568-75, 2007.

SHARMA, V. *et al.* Young maternal age and the risk of neonatal mortality in rural Nepal. **Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine**, Chicago, v. 162, n. 9, p. 828-835, Sep. 2008.

SHEARER, D.L. Association of early childbearing and low cognitive ability. **Perspective on Sexual and Reproductive Health**. Sep-Oct; v.34, n.5, pp.236-43, 2002.

SILVA, A. A. M. da. *et al.* The epidemiologic paradox of low birth weight in Brazil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 44, n. 5, Oct., 2010a.

SILVA, P. L. N., PESSOA, D. G. C., LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

SILVA, Z. P. da *et al.* Morte neonatal precoce segundo complexidade hospitalar e rede SUS e não-SUS na Região Metropolitana de São Paulo, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 1, Jan. 2010b.

SILVEIRA, D. S.; SANTOS, I. S. Adequação do pré-natal e peso ao nascer: uma revisão sistemática. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 5, p.1160-1168, set./out. 2004.

SIMONS, J. Cultural dimensions of the mother's contribution to child survival. In: John C. Caldwell, *et al.*, (eds.), **What We Know about Health Transition: The Cultural, Social and Behavioural Determinants of Health**, Canberra: Australian National University, 1990.

SINGH, G.K.; KOGAN, M.D. Persistent socioeconomic disparities in infant, neonatal, and postneonatal mortality rates in the United States, 1969-2001. **Pediatrics**, v.119, n.4, p. e928-39, Apr. 2007.

SMITH, J.P.; KINGTON, R. Race, socioeconomic *status*, and health in late life. In: MARTIN, L. G.; SOLDI, B. J.; NATIONAL RESEARCH COUNCIL (U.S.) **Racial and ethnic differences in the health of older Americans**, Washington, D.C.: National Academy Press, 300 p. 1997.

SONG, S. Does famine influence sex ratio at birth? Evidence from the 1959-1961 Great Leap Forward Famine in China. **Proceeding of the Royal Society B: Biological Sciences**. v.279, n.1739, pp.2883-2890, 2012.

SOUSA, A.; HILL, K.; DAL POZ, M.R. Sub-national assessment of inequality trends in neonatal and child mortality in Brazil. **International Journal for Equity in Health**, v.9, n. 21, sept.; 2010.

STALLINGS, R. Y. Child Morbidity and Treatment Patterns. **DHS Comparative Reports**, n.. 8. Calverton, Maryland: ORC Macro, 2004.

STEIN, Z.; SUSSER, M. The risks of having children in later life. Social advantage may make up for biological disadvantage. **BMJ**, London, v. 320, n. 7251, p. 1681-1682, Jun. 2000.

STEPHANSSON, O.; DICKMAN, P.W.; CNATTINGIUS, S. The influence of interpregnancy interval on the subsequent risk of stillbirth and early neonatal death. **Obstetrics & Gynecology**, Jul; v.102, n.1, pp.101-8, 2003.

STRAUSS, J. Households, Communities, and Preschool Children's Nutrition Outcomes: Evidence from Rural Côte d'Ivoire. **Economic Development and Cultural Change**, v.38, n. 2, Jan., pp. 231-261, 1990.

SULLIVAN, J. M. An Assessment of the Credibility of Child Mortality Declines Estimated from DHS Mortality Rates. Working draft of a report submitted to UNICEF. The United Nations Children's Fund – UNICEF, 2007.

SWALLOW, V. *et al.* Fathers' contributions to the management of their child's long-term medical condition: a narrative review of the literature. **Health Expectations**, 2011.

SZWARCWALD, C. L. *et al.* Estimaco da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informaes sobre bitos e nascimentos do Ministrio da Sade?. **Cadernos de Sade Pblica**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 6, Dec. 2002.

SZWARCWALD, C. L.; DAMACENA, G. N. Amostras complexas em inquéritos populacionais: planejamento e implicações na análise estatística dos dados. **Revista Brasileira de Epidemiologia**. São Paulo. 2008.

TADANO, Y.S.; UGAYA, C.M.L; FRANCO, A.T. Método de regressão de Poisson: metodologia para avaliação do impacto da poluição atmosférica na saúde populacional. **Ambiente & Sociedade**, Campinas v. XII, n. 2, p. 241-255, jul-dez, 2009.

TECHNICAL GROUP FOR MONITORING THE MILLENNIUM DEVELOPMENT GOALS. Brazilian Monitoring Report on the Millennium Development Goals. Institute of Applied Economic Research (IPEA) and National Institute of Geography and Statistic (IBGE), Brasilia, Brazil, **Institute of Applied Economic Research (IPEA)**, 2004. Disponível em <<http://planipolis.iiep.unesco.org/upload/Brazil/Brazil%20MDG%20Report%20English%20version.pdf>>. Acesso em 16/11/2010.

TEIXEIRA, L.I. Evidências empíricas das políticas de saneamento básico sobre indicadores de saúde para municípios brasileiros. 2011. 96 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2011.

THE UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND. Levels & Trends in Child Mortality. **United Nations Children's Fund (UNICEF)**, 2012. Disponível em <http://www.unicef.org/videoaudio/PDFs/UNICEF_2012_child_mortality_for_web_0904.pdf>. Acesso em 12/10/2012.

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

THOMAS, D.; STRAUSS, J.; HENRIQUES, M. How Does Mother's Education Affect Child Height? **The Journal of Human Resources**, v.26, n.2, pp. 183-211, 1991.

TRIPATHI, T. Women's Empowerment: Concept and Empirical Evidence from India. **CDE Winter School**, 2011.

UNESCO. O desafio da alfabetização global: um perfil da alfabetização de jovens e adultos na metade da Década das Nações Unidas para a Alfabetização 2003-2012. **Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura**. Paris: UNESCO, 2009.

UNESCO. The plurality of literacy and its implications for policies and programmes. **UNESCO Education Sector Position Paper**. Paris: UNESCO, 2004.

University of California, Los Angeles. Introduction to Survey Data Analysis in Stata 9. **University of California, Los Angeles (UCLA): Academic Technology Services, Statistical Computing Seminars.** Disponível em http://www.ats.ucla.edu/stat/stata/seminars/svy_stata_intro/default.htm. Acesso em 04. Nov. 2012.

UQUETTI, D. V.; KOIFMAN, R. J. Surveillance of birth defects: Brazil and the US. **Ciência e Saúde Coletiva**, v.16, suppl.1, pp.777-785, 2011.

VENKATARAMANI, A.S. The intergenerational transmission of height: evidence from rural Vietnam. **Health Economics**, v.20, n.12, pp. 1448-1467, 2011.

VICTORA, C. G. *et al.* Maternal and child health in Brazil: progress and challenges, **The Lancet**, May, v.377, n.9780, pp.1863 - 1876, 2011.

VICTORA, C.G. *et al.* Socio-economic and ethnic group inequities in antenatal care quality in the public and private sector in Brazil. **Health Policy Plan**, Feb. 2010.

VIKRAM, K.; DESAI, S.; VANNEMAN, R. **Maternal Education and Child Mortality: Exploring the Pathways of Influence.** Presented at the annual meeting of the Population Association of America, April, Washington, D.C., 2011.

VIKRAM, K.; VANNEMAN, R.; DESAI, S. Linkages between maternal education and childhood immunization in India. **Social Science & Medicine**, v.75, n.2, pp.331-339, 2012.

VILAS BOAS, L. T.; ALBERNAZ, E. P.; COSTA, R. G. Prevalence of congenital heart defects in patients with Down syndrome in the municipality of Pelotas, Brazil. **Jornal de Pediatria**, Rio de Janeiro, v.85, n.5, pp. 403-407, 2009.

VILELA, M. B. R.; BONFIM, C.; MEDEIROS, Z. Mortalidade infantil por doenças infecciosas e parasitárias: reflexo das desigualdades sociais em um município do Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Saúde Materno-Infantil**, Recife, v. 8, n. 4, Dec., 2008.

WAGNER, D. A. World Literacy: Research and Policy in the EFA Decade. **Annals of the American Academy of Political and Social Science**, v. 520, pp. 12-26, Mar., 1992.

WAGSTAFF, A.; DOORSLAER, E.; WATANABE, N. On decomposing the causes of health sector inequalities, with an application to malnutrition inequalities in Viet Nam. Washington (DC), **Policy Research Working Paper**, n. 2714, World Bank; 2001.

WESTOFF, C.F. *et al.* The Impact of Television and Radio on Reproductive Behavior and on HIV/AIDS Knowledge and Behavior. **DHS Analytical Studies**, Maryland, n. 24, Dec., 2011.

WHITAKER, K. L. *et al.* The Intergenerational Transmission of Thinness. **Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine**, v.165, n.10, pp. 900-905, 2011.

WILKINSON, R. G. Income distribution and life expectancy. **BMJ**, January v.304, n. 682, pp.165–168, 1992.

WILLIAMS, C. D.; BAUMSLAG, N.; JELLIFFE, D. B. Mother and child health: delivering the services. Second Edition, **Oxford Medical Publication**. 1985.

WILLIAMS, E.K. et al. Birth Interval and Risk of Stillbirth or Neonatal Death: Findings from Rural North India. **Journal of Tropical Pediatrics**. Apr 27. 2008.

WILMOTH, J. R.; DENNIS, M. Social differences in older adult mortality in the United States: Questions, data, methods, and results. In: Robine, J. M. et al. (eds.), **Human longevity, individual life duration, and the growth of the oldest-old population**, Oxford, U.K.: Oxford University Press, 2001.

WISE, P. H. The anatomy of a disparity in infant mortality. **Annual Review of Public Health**, v.24, pp. 341–62, 2003.

WOLF, M. S. *et al.* In search of 'low health literacy': Threshold vs. gradient effect of literacy on health status and mortality. **Social Science & Medicine**, May, v. 70, n. 9, 1335–1341, 2010.

WOLFE, B. L.; BEHRMAN, J. Women's Schooling and Children's Health: Are the Effects Robust with Adult Sibling Control for the Women's Childhood Background? **Journal of Health Economics**, v.6, n.3, pp. 239–254, 1987.

XU, J.; LONG, J.S. Confidence Intervals for Predicted Outcomes in Regression Models for Categorical Outcomes. **Stata Journal**, v.5, pp. 537–59, Feb., 2005.

YAZAKI, L.M. Análise da fecundidade no Estado de São Paulo. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v.22, n.1, p.48-65, jan./jun, 2008.

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

ZHENG, H.; GEORGE, L.K. Rising U.S. income inequality and the changing gradient of socioeconomic status on physical functioning and activity limitations, 1984-2007. **Social Science & Medicine**. Dec; v.75, n.12, pp.2170-82, 2012.

ANEXOS

Tabela 1 A – Proporções, médias, erros padrão, intervalos de confiança e efeitos do plano amostral (EPA) para as variáveis selecionadas da PNSMIPF 1986 (n=3.573), PNDS 1996 (n=5.045) e PNDS 2006 (n=6.054), Brasil

(continua)

Variável	PNSMIPF 1986				PNDS 1996				PNDS 2006					
		Proporção	Erro padrão	IC 95%	EPA		Proporção	Erro padrão	IC 95%	EPA		Proporção	Erro padrão	IC 95%
Ocorrência do óbito neonatal precoce	AAS	Proporção				Proporção				Proporção				
		Sím	0,02	0,0024	0,0154;0,0246	-	0,01	0,0017	0,0114;0,0182	-	0,01	0,0013	0,0071;0,0121	-
	Não	0,98	0,0024	0,9754;0,9849	-	0,99	0,0017	0,9818;0,9886	-	0,99	0,0013	0,9879;0,9929	-	
	Peso amostral	Sím	0,02	0,0029	0,0108;0,0221	1,16	0,01	0,0018	0,0106;0,0178	1,16	0,01	0,0017	0,0046;0,0111	2,08
		Não	0,98	0,0029	0,9779;0,9892	1,16	0,99	0,0018	0,9822;0,9894	1,16	0,99	0,0017	0,9889;0,9954	2,08
	Amostra complexa	Sím	0,02	0,0030	0,0106;0,0223	1,24	0,01	0,0019	0,0106;0,0179	1,18	0,01	0,0017	0,0045;0,0112	2,13
Não		0,98	0,0030	0,9777;0,9894	1,24	0,99	0,0019	0,9821;0,9894	1,18	0,99	0,0017	0,9888;0,9954	2,13	
Ocorrência do óbito neonatal	AAS	Proporção				Proporção				Proporção				
		Sím	0,03	0,0028	0,0222;0,0333	-	0,02	0,0019	0,0143;0,0218	-	0,01	0,0014	0,0086;0,0140	-
	Não	0,97	0,0028	0,9667;0,9778	-	0,98	0,0019	0,9781;0,9857	-	0,99	0,0014	0,9859;0,9914	-	
	Peso amostral	Sím	0,02	0,0033	0,0162;0,0292	1,12	0,02	0,0020	0,0120;0,0208	1,15	0,01	0,0018	0,0059;0,0129	2,00
		Não	0,98	0,0033	0,9708;0,9838	1,12	0,98	0,0020	0,9791;0,9870	1,15	0,99	0,0018	0,9871;0,9941	2,00
	Amostra complexa	Sím	0,02	0,0034	0,0161;0,0293	1,16	0,02	0,0020	0,0130;0,0209	1,16	0,01	0,0018	0,0058;0,0129	2,04
Não		0,98	0,0034	0,9707;0,9839	1,16	0,98	0,0020	0,9791;0,9870	1,16	0,99	0,0018	0,9871;0,9941	2,04	
Ocorrência do óbito pós-neonatal	AAS	Proporção				Proporção				Proporção				
		Sím	0,04	0,0033	0,0330;0,0461	-	0,02	0,0021	0,0176;0,0259	-	0,01	0,0009	0,0032;0,0068	-
	Não	0,96	0,0033	0,9539;0,9670	-	0,98	0,0021	0,9741;0,9824	-	0,99	0,0009	0,9932;0,9968	-	
	Peso amostral	Sím	0,02	0,0032	0,0186;0,0312	0,97	0,02	0,0020	0,0147;0,0226	1,06	0,00	0,0009	0,9945;0,9981	1,30
		Não	0,98	0,0032	0,9687;0,9813	0,97	0,98	0,0020	0,9774;0,9853	1,06	1,00	0,0009	0,0019;0,0055	1,30
	Amostra complexa	Sím	0,02	0,0034	0,0183;0,03167	1,08	0,02	0,0022	0,0143;0,0229	1,27	0,00	0,0010	0,0018;0,0056	1,43
Não		0,98	0,0034	0,9683;0,9817	1,08	0,98	0,0022	0,9770;0,9857	1,27	1,00	0,0010	0,9944;0,9982	1,43	
Ocorrência do óbito infantil	AAS	Proporção				Proporção				Proporção				
		Sím	0,07	0,0042	0,0570;0,0734	-	0,04	0,0028	0,0336;0,0445	-	0,02	0,0017	0,0123;0,0195	-
	Não	0,93	0,0042	0,9266;0,9430	-	0,96	0,0028	0,9555;0,9663	-	0,98	0,0017	0,9805;0,9870	-	
	Peso amostral	Sím	0,05	0,0045	0,0378;0,0553	1,05	0,03	0,0028	0,0295;0,0403	1,11	0,01	0,0020	0,0091;0,0169	1,82
		Não	0,95	0,0045	0,9447;0,9622	1,05	0,97	0,0028	0,9596;0,9704	1,11	0,99	0,0020	0,9831;0,9909	1,82
	Amostra complexa	Sím	0,05	0,0048	0,0371;0,0561	1,22	0,03	0,0029	0,0293;0,0406	1,20	0,01	0,0021	0,0090;0,0170	1,92
Não		0,95	0,0048	0,9439;0,9629	1,22	0,97	0,0029	0,9594;0,9707	1,20	0,99	0,0021	0,9829;0,9910	1,92	
Ocorrência do óbito na infância	AAS	Proporção				Proporção				Proporção				
		Sím	0,07	0,0043	0,0600;0,0768	-	0,04	0,0028	0,0357;0,0468	-	0,02	0,0017	0,0135;0,0200	-
	Não	0,93	0,0043	0,9232;0,9400	-	0,96	0,0028	0,9532;0,9643	-	0,98	0,0017	0,9800;0,9865	-	
	Peso amostral	Sím	0,05	0,0045	0,0390;0,0567	1,05	0,04	0,0028	0,0313;0,0423	1,10	0,01	0,0020	0,0095;0,0173	1,79
		Não	0,95	0,0045	0,9433;0,9610	1,05	0,96	0,0028	0,9577;0,9687	1,10	0,99	0,0020	0,9826;0,9905	1,79
	Amostra complexa	Sím	0,05	0,0048	0,0383;0,0574	1,20	0,04	0,0029	0,0310;0,0426	1,21	0,01	0,0021	0,0093;0,0175	1,89
Não		0,95	0,0048	0,9426;0,9617	1,20	0,96	0,0029	0,9574;0,9690	1,21	0,99	0,0021	0,9825;0,9906	1,89	
Anos de estudo de mãe	AAS	Média	5,05	0,0881	4,8787;5,2242	-	5,51	0,0566	5,3959;5,6178	-	7,19	0,0505	7,0922;7,2903	-
	Peso amostral		5,09	0,0909	4,9128;5,2694	1,09	5,79	0,0642	5,6623;5,9142	1,27	7,76	0,0854	7,5956;7,9304	3,06
	Amostra complexa		5,09	0,1593	4,7778;5,4044	3,35	5,79	0,1074	5,5774;5,999	3,54	7,76	0,1246	7,5185;8,0075	6,52
Categorias de anos de estudo maternos	AAS	Proporção				Proporção				Proporção				
		Sem escolaridade	0,12	0,0068	0,1089;0,1355	-	0,08	0,0039	0,0745;0,0898	-	0,04	0,0025	0,0324;0,0421	-
	Anos iniciais do ensino fundamental	0,46	0,0103	0,4439;0,4843	-	0,41	0,0070	0,3985;0,4260	-	0,24	0,0056	0,2257;0,2475	-	
	Anos finais do ensino fundamental	0,23	0,0087	0,2120;0,2461	-	0,30	0,0065	0,2888;0,3143	-	0,36	0,0063	0,3477;0,3723	-	
	Ensino médio	0,14	0,0071	0,1228;0,1507	-	0,17	0,0053	0,1570;0,1778	-	0,31	0,0060	0,2944;0,3181	-	
	Graduação ou mais	0,05	0,0044	0,0392;0,0565	-	0,04	0,0027	0,0314;0,0419	-	0,06	0,0031	0,0538;0,0660	-	
	Peso amostral	Sem escolaridade	0,11	0,0066	0,1000;0,1259	1,02	0,07	0,0036	0,0624;0,0766	1,00	0,03	0,0033	0,0211;0,0339	2,33
		Anos iniciais do ensino fundamental	0,47	0,0109	0,4472;0,4900	1,12	0,40	0,0077	0,3819;0,4122	1,23	0,19	0,0088	0,1729;0,2073	2,91
	Anos finais do ensino fundamental	0,24	0,0094	0,2178;0,2546	1,15	0,32	0,0075	0,3019;0,3315	1,30	0,36	0,0111	0,3362;0,3799	3,15	
	Ensino médio	0,13	0,0074	0,1190;0,1480	1,10	0,17	0,0061	0,1601;0,1840	1,28	0,36	0,0113	0,3341;0,3783	3,23	
	Graduação ou mais	0,05	0,0048	0,0393;0,0580	1,15	0,04	0,0036	0,0376;0,0516	1,48	0,07	0,0065	0,0554;0,0809	3,88	
	Amostra complexa	Sem escolaridade	0,11	0,0081	0,0969;0,1290	1,55	0,07	0,0057	0,0583;0,0807	2,48	0,03	0,0042	0,0193;0,0357	3,80
		Anos iniciais do ensino fundamental	0,47	0,0160	0,4372;0,5001	2,40	0,40	0,0112	0,3750;0,4191	2,61	0,19	0,0128	0,1651;0,2151	6,15
	Anos finais do ensino fundamental	0,24	0,0121	0,2123;0,2601	1,91	0,32	0,0104	0,2963;0,3372	2,47	0,36	0,0141	0,3303;0,3857	5,04	
	Ensino médio	0,13	0,0101	0,1137;0,1533	2,05	0,17	0,0084	0,1555;0,1886	2,47	0,36	0,0155	0,3257;0,3867	6,13	
	Graduação ou mais	0,05	0,0062	0,0364;0,0609	1,95	0,04	0,0051	0,0346;0,0546	3,01	0,07	0,0083	0,0519;0,0844	6,28	

Tabela 1 A– Proporções, médias, erros padrão, intervalos de confiança e efeitos do plano amostral (EPA) para as variáveis selecionadas da PNSMIPF 1986 (n=3.573), PNDS 1996 (n=5.045) e PNDS 2006 (n=6.054), Brasil

Variável	PNSMIPF 1986				PNDS 1996				PNDS 2006				(flm)
	Estimativa	Erro padrão	IC 95%	EPA	Erro padrão	IC 95%	EPA	Estimativa	Erro padrão	IC 95%	EPA		
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana													
AAS	Proporção				Proporção			Proporção					
	Sim	0,42	0,0114	0,3978;0,4425	-	0,41	0,0070	0,3977;0,4251	-	0,20	0,0053	0,1940;0,2146	-
	Não	0,58	0,0114	0,5574;0,6022	-	0,59	0,0070	0,5749;0,6023	-	0,80	0,0053	0,7854;0,8060	-
Peso amostral	Sim	0,43	0,0122	0,4046;0,4523	1,13	0,45	0,0080	0,4296;0,4609	1,27	0,22	0,0095	0,1974;0,2347	3,13
	Não	0,57	0,0122	0,5477;0,5953	1,13	0,55	0,0080	0,5391;0,5704	1,27	0,78	0,0095	0,7653;0,8026	3,13
Amostra complexa	Sim	0,43	0,0152	0,3986;0,4584	1,77	0,45	0,0112	0,4233;0,4672	2,50	0,22	0,0108	0,1949;0,2373	4,05
	Não	0,57	0,0152	0,5416;0,6014	1,77	0,55	0,0112	0,5328;0,5767	2,50	0,78	0,0108	0,7627;0,8051	4,05
Se assiste televisão toda semana													
AAS	Proporção				Proporção			Proporção					
	Sim	0,65	0,0099	0,6291;0,6678	-	0,81	0,0056	0,8016;0,8234	-	0,91	0,0037	0,9072;0,9215	-
	Não	0,35	0,0099	0,3321;0,3709	-	0,19	0,0056	0,1766;0,1984	-	0,09	0,0037	0,0785;0,0928	-
Peso amostral	Sim	0,67	0,0100	0,6518;0,6910	1,06	0,83	0,0057	0,8183;0,8405	1,12	0,93	0,0055	0,9239;0,9455	2,92
	Não	0,33	0,0100	0,3090;0,3482	1,06	0,17	0,0057	0,1595;0,1817	1,12	0,07	0,0055	0,0545;0,0761	2,92
Amostra complexa	Sim	0,67	0,0176	0,6368;0,7060	3,29	0,83	0,0111	0,8076;0,8512	4,30	0,93	0,0070	0,9210;0,9484	4,70
	Não	0,33	0,0176	0,2939;0,3632	3,29	0,17	0,0111	0,1488;0,1924	4,30	0,07	0,0070	0,0516;0,0790	4,70
Se ouve rádio todos os dias													
AAS	Proporção				Proporção			Proporção					
	Sim	0,70	0,0095	0,6767;0,7140	-	0,63	0,0069	0,6181;0,6450	-	0,46	0,0065	0,4495;0,4750	-
	Não	0,30	0,0095	0,2860;0,3232	-	0,37	0,0069	0,3550;0,3819	-	0,54	0,0065	0,5250;0,5505	-
Peso amostral	Sim	0,72	0,0096	0,6976;0,7352	1,07	0,65	0,0075	0,6367;0,6661	1,22	0,46	0,0115	0,5157;0,5609	3,14
	Não	0,28	0,0096	0,2647;0,3024	1,07	0,35	0,0075	0,3339;0,3632	1,22	0,54	0,0115	0,4391;0,4843	3,14
Amostra complexa	Sim	0,72	0,0110	0,6948;0,7380	1,39	0,65	0,0106	0,6306;0,6722	2,44	0,46	0,0134	0,4355;0,4879	4,21
	Não	0,28	0,0110	0,2620;0,3052	1,39	0,35	0,0106	0,3278;0,3694	2,44	0,54	0,0134	0,5121;0,5645	4,21
Origem da água para consumo													
AAS	Proporção				Proporção			Proporção					
	Rede geral	0,67	0,0097	0,6520;0,6901	-	0,64	0,0069	0,6223;0,6492	-	0,81	0,0062	0,7948;0,8193	-
	Outro	0,33	0,0097	0,3099;0,3480	-	0,36	0,0069	0,3508;0,3777	-	0,19	0,0062	0,1807;0,2052	-
Peso amostral	Rede geral	0,68	0,0099	0,6633;0,7023	1,07	0,68	0,0071	0,3046;0,3326	1,15	0,79	0,0116	0,7703;0,8159	3,31
	Outro	0,32	0,0099	0,2976;0,3367	1,07	0,32	0,0071	0,6674;0,6953	1,15	0,21	0,0116	0,1841;0,2297	3,31
Amostra complexa	Rede geral	0,68	0,0222	0,6392;0,7265	5,33	0,68	0,0167	0,6486;0,7142	6,34	0,79	0,0155	0,7626;0,8236	5,90
	Outro	0,32	0,0222	0,2735;0,3608	5,33	0,32	0,0167	0,2858;0,3514	6,34	0,21	0,0155	0,1764;0,2374	5,90
Esgotamento sanitário adequado													
AAS	Proporção				Proporção			Proporção					
	Sim	0,50	0,0103	0,4784;0,5190	-	0,52	0,0071	0,5014;0,5293	-	0,72	0,0063	0,7036;0,7282	-
	Não	0,50	0,0103	0,4810;0,5215	-	0,48	0,0071	0,4707;0,4986	-	0,28	0,0063	0,2718;0,2963	-
Peso amostral	Sim	0,53	0,0109	0,5076;0,5502	1,11	0,58	0,0077	0,5614;0,5916	1,20	0,80	0,0084	0,7799;0,8130	2,27
	Não	0,47	0,0109	0,4498;0,4924	1,11	0,42	0,0077	0,4084;0,4386	1,20	0,20	0,0084	0,1870;0,2201	2,27
Amostra complexa	Sim	0,53	0,0205	0,4885;0,5692	3,96	0,58	0,0145	0,5481;0,6049	4,22	0,80	0,0158	0,7654;0,8275	7,98
	Não	0,47	0,0205	0,4307;0,5115	3,96	0,42	0,0145	0,3951;0,4519	4,22	0,20	0,0158	0,1725;0,2346	7,98
Anos de estudo do cônjuge/companheiro													
AAS	Média	5,14	0,0934	4,9533;5,3199	-	5,02	0,0592	4,9049;5,1370	-	6,79	0,0513	6,6911;6,8921	-
Peso amostral		5,23	0,0964	5,0468;5,4187	1,09	5,37	0,0675	5,2340;5,4986	1,27	7,33	0,0863	7,1567;7,495	2,85
Amostra complexa		5,23	0,1697	4,8958;5,5635	3,37	5,37	0,1086	5,1531;5,5795	3,29	7,33	0,1087	7,1126;7,539	4,52

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986, PNDS 1996 e 2006

Tabela 2 A – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de modelos de regressão *spline* linear para a mortalidade neonatal, PNSMIPF 1986, Brasil

Fatores Seleccionados	RP marginal Modelo 1
Anos de estudo maternos	
1 ano de estudo ou menos	0,51*
2 anos de estudo ou mais	1,83
Teste de Wald	24,7
Valor de p	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 3 A – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de modelos de regressão *spline* linear para a mortalidade neonatal, PNDS 2006, Brasil

Fatores Seleccionados	RP marginal Modelo 3
Anos de estudo maternos	
10 anos de estudo ou menos	1,06
11 anos de estudo ou mais	0,26**
Idade da mãe ao ter o filho	
10-19	0,76
20-29	-
30-34	1,06
35 e mais	0,58
Sexo da criança	
Feminino	0,60**
Masculino	-
Teste de Wald	25,7
Valor de p	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 4 A – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de modelos de regressão *spline* linear para a mortalidade pós-neonatal, PNSMIPF 1986, Brasil

Fatores Seleccionados	RP Marginal Modelo 1	RP Marginal Modelo 2	RP Marginal Modelo 3	RP Marginal Modelo 4	RP Marginal Modelo 5	RP Marginal Modelo 6	RP Marginal Modelo 7
Anos de estudo maternos							
Um ano de estudo ou menos	4,03**	4,01**	4,00**	3,94**	4,01**	1775283**	529646,1**
Dois anos de estudo ou mais	0,19**	0,19**	0,19**	0,20**	0,20**	0,00**	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho							
10-19		1,31	1,29	1,68	1,59	1,23	1,21
20-29		-	-	-	-	-	-
30-34		0,94	0,92	0,99	1,02	0,98	0,96
35 ou mais		1,12	1,10	1,20	1,21	1,60	1,61
Sexo da criança							
Feminino			0,69	0,70	0,70	0,42**	0,41**
Masculino			-	-	-	-	-
Parturição							
1-2				-	-	-	-
3 ou mais				1,75	1,72	1,35	1,35
Intervalo intergenésico							
1º filho				2,15	2,17	2,46	2,49
10-14 meses				4,66**	4,58**	5,96**	6,03**
15-35 meses				1,79*	1,72	2,02	2,07
36 meses ou mais				-	-	-	-
Se fez pré-natal							
Sim					0,73	0,84	0,81
Não					-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana							
Sim						1,47	1,47
Não						-	-
Se assiste televisão toda semana							
Sim						1,10	1,18
Não						-	-
Se ouve rádio todos os dias							
Sim						1,29	1,29
Não						-	-
Origem da água para consumo							
Rede geral							0,98
Outro							-
Esgotamento sanitário adequado							
Sim							1,37
Não							-
Teste de Wald	52,5	54,7	58,1	98,3	115,1	182,5	2173,1
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 5 A – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de modelos de regressão *spline* linear para a mortalidade pós-neonatal, PNDS 1996, Brasil

Fatores Seleccionados	RP Marginal Modelo 4	RP Marginal Modelo 5	RP Marginal Modelo 6	RP Marginal Modelo 7
Anos de estudo maternos				
Dez anos de estudo ou menos	0,87*	0,91	0,91	0,92
Onze anos de estudo ou mais	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho				
10-19	1,64	1,64	1,50	1,47
20-29	-	-	-	-
30-34	0,50	0,00**	0,00**	0,00**
35 ou mais	1,17	1,87	1,81	1,63
Sexo da criança				
Feminino	0,37**	0,26**	0,25**	0,26**
Masculino	-	-	-	-
Parturição				
1-2	-	-	-	-
3 ou mais	1,50	0,91	0,89	0,96
Intervalo intergenésico				
1º filho	0,88	0,81	0,94	0,92
10-14 meses	3,21*	1,66	1,86	1,81
15-35 meses	1,82	1,36	1,52	1,44
36 meses e mais	-	-	-	-
Se fez pré-natal				
Sim		0,33**	0,30**	0,32**
Não		-	-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana				
Sim			0,72	0,72
Não			-	-
Se assiste televisão toda semana				
Sim			2,94	3,25**
Não			-	-
Se ouve rádio todos os dias				
Sim			1,93	1,91
Não			-	-
Origem da água para consumo				
Rede geral				0,48**
Outro				-
Esgotamento sanitário adequado				
Sim				1,49
Não				-
Teste de Wald	6520,3	5507,3	6063,7	5870,3
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 6 A – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de modelos de regressão *spline* linear para a mortalidade pós-neonatal, PNDS 2006, Brasil

Fatores Seleccionados	RP Marginal Modelo 2	RP Marginal Modelo 3
Anos de estudo maternos		
Dois anos de estudo ou menos	0,54*	0,54*
Três anos de estudo ou mais	1,70	1,72
Idade da mãe ao ter o filho		
10-19	2,94**	2,94**
20-29	-	-
30-34	2,03	2,00
35 ou mais	1,77	1,77
Sexo da criança		
Feminino		1,24
Masculino		-
Teste de Wald	28,8	28,8
Valor de p	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 1996

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 7 A – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de modelos de regressão *spline* linear para a mortalidade infantil, PNSMIPF 1986, Brasil

Fatores Selecionados	RP Marginal Modelo 1	RP Marginal Modelo 2	RP Marginal Modelo 3	RP Marginal Modelo 4	RP Marginal Modelo 5	RP Marginal Modelo 6
Anos de estudo maternos						
Um ano de estudo ou menos	1,39	1,46	2,46	1,41	1,47	882946,7**
Dois anos de estudo ou mais	0,61*	0,58*	0,58*	0,62*	0,60*	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho						
10-19		0,93	0,92	1,15	1,11	0,84
20-29		-	-	-	-	-
30-34		1,13	1,13	1,10	1,13	1,24
35 ou mais		1,41	1,40	1,42	1,43	1,45
Sexo da criança						
Feminino			0,84	0,87	0,86	0,77
Masculino			-	-	-	-
Parturição						
1-2				-	-	-
3 ou mais				1,95**	1,86*	1,74
Intervalo Inter-genésico						
1º filho				1,98*	1,97*	2,81**
10-14 meses				2,85**	2,79**	4,51**
15-35 meses				1,47	1,41	2,29**
36 meses ou mais				-	-	-
Se fez pré-natal						
Sim					0,70*	0,80
Não					-	-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana						
Sim						1,97**
Não						-
Se assiste televisão toda semana						
Sim						0,93
Não						-
Se ouve rádio todos os dias						
Sim						1,04
Não						-
Origem da água para consumo						
Rede geral						
Outro						
Esgotamento sanitário adequado						
Sim						
Não						
Teste de Wald	54,1	55,5	56,0	77,8	87,8	387,7
Valor de p	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 8 A – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de modelos de regressão *spline* linear para a mortalidade infantil, PNDS 2006, Brasil

Fatores Seleccionados	RP Marginal Modelo 1	RP Marginal Modelo 2	RP Marginal Modelo 3	RP Marginal Modelo 7
Anos de estudo maternos				
Dez anos de estudo ou menos	1,00	1,00	1,00	-
Onze anos de estudo ou mais	0,38**	0,38**	0,38**	-
Onze anos de estudo ou menos	-	-	-	0,94
Doze anos de estudo ou mais	-	-	-	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho				
10-19		1,11	1,11	0,96
20-29		-	-	-
30-34		1,26	1,28	1,54
35 ou mais		0,87	0,87	0,62
Sexo da criança				
Feminino			0,74	0,57**
Masculino			-	-
Parturição				
1-2				-
3 ou mais				3,05
Intervalo intergenésico				
1º filho				1,80
10-14 meses				1,63
15-35 meses				0,90
36 meses ou mais				-
Se fez pré-natal				
Sim				0,42
Não				-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana				
Sim				1,60
Não				-
Se assiste televisão toda semana				
Sim				0,58
Não				-
Se ouve rádio todos os dias				
Sim				0,97
Não				-
Origem da água para consumo				
Rede geral				1,36
Outro				-
Esgotamento sanitário adequado				
Sim				0,87
Não				-
Teste de Wald	16,9	19,7	26,0	10782,9
Valor de p	0,002	0,001	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 9 A – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de modelos de regressão *spline* linear para a mortalidade na infância, PNSMIPF 1986, Brasil

Fatores Seleccionados	RP Marginal Modelo 2	RP Marginal Modelo 3
Anos de estudo maternos		
Um ano de estudo ou menos	1,27	1,27
Dois anos de estudo ou mais	0,68	0,67
Idade da mãe ao ter o filho		
10-19	0,92	0,91
20-29	-	-
30-34	1,15	1,14
35 ou mais	1,41	1,40
Sexo da criança		
Feminino		0,86
Masculino		-
Teste de Wald	57,5	58,8
Valor de p	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNSMIPF 1986

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

Tabela 10 A – Razões de prevalência (RP) da análise multivariada de modelos de regressão *spline* linear para a mortalidade na infância, PNDS 2006, Brasil

Fatores Selecionados	RP Marginal Modelo 1	RP Marginal Modelo 2	RP Marginal Modelo 3	RP Marginal Modelo 7
Anos de estudo maternos				
Dez anos de estudo ou menos	0,99	0,99	0,99	-
Onze anos de estudo ou mais	0,39**	0,39**	0,39**	-
Onze anos de estudo ou menos	-	-	-	0,93
Doze anos de estudo ou mais	-	-	-	0,00**
Idade da mãe ao ter o filho				
10-19		1,11	1,11	0,92
20-29		-	-	-
30-34		1,20	1,22	1,40
35 ou mais		0,82	0,83	0,54
Sexo da criança				
Feminino			0,77	0,64*
Masculino			-	-
Parturição				
1-2				-
3 ou mais				3,19**
Intervalo intergenésico				
1º filho				1,70
10-14 meses				1,44
15-35 meses				0,80
36 meses e mais				-
Se fez pré-natal				
Sim				0,44
Não				-
Se lê jornal ou revista pelo menos uma vez na semana				
Sim				1,55
Não				-
Se assiste televisão toda semana				
Sim				0,61
Não				-
Se ouve rádio todos os dias				
Sim				0,97
Não				-
Origem da água para consumo				
Rede geral				1,39
Outro				-
Esgotamento sanitário adequado				
Sim				0,83
Não				-
Teste de Wald	17,8	20,4	25,9	11220,3
Valor de p	0,001	0,005	0,001	0,001

Fonte dos dados básicos: PNDS 2006

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05