

OTALIBA LIBÂNIO DE MORAIS NETO

*Este exemplar corresponde à versão final da
Dissertação de Mestrado, apresentada ao Curso de Pós-
Graduação em Saúde Coletiva da Faculdade de Ciências
Médicas da UNICAMP, para obtenção do Título de Mestre
em Saúde Coletiva.*

Campinas, 22 de novembro de 1996.


Prof. Dra. Marilisa Berti de Azevedo Barros
Orientadora

A MORTALIDADE INFANTIL NO MUNICÍPIO DE GOIÂNIA: USO VINCULADO DO SIM E SINASC

Dissertação apresentada ao curso de Pós-graduação, da Faculdade de Ciências Médicas, da Universidade Estadual de Campinas, São Paulo, para obtenção de título de Mestre em Saúde Coletiva.

Orientadora: PROFA. DRA. MARILISA BERTI AZEVEDO BARROS 

CAMPINAS

1996



97 076 90

UNIDADE	RC
N.º CHAMADA:	7/UNICAMP
	M791m
	29953
	28/1/97
FREQ	24/1/00
DATA	01/05/97
N.º CPD	

CM-00097502-6

**FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA
BIBLIOTECA DA FACULDADE DE CIÊNCIAS MÉDICAS
UNICAMP**

M791m Morais Neto, Otaliba Libânio de
 A mortalidade infantil no município de Goiânia: uso
 vinculado do SIM e SINASC. / Otaliba Libânio de Morais Neto.
 Campinas, SP : [s.n.], 1996.


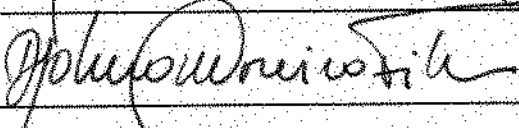

Orientador : Marilisa Berti Azevedo Barros
 Tese (Mestrado) - Universidade Estadual de Campinas.
 Faculdade de Ciências Médicas.

I. Mortalidade infantil. 2. Recém-nascidos - mortalidade. I.
 Marilisa Berti Azevedo Barros. II. Universidade Estadual de
 Campinas. Faculdade de Ciências Médicas. III. Título.

Banca examinadora da Dissertação de Mestrado

Orientador: Profa. Dra. Marilisa Berti de Azevedo Barros

Membros:

1. 
2. 
3. 

Curso de pós-graduação em Saúde Coletiva da Faculdade de Ciências Médicas da Universidade Estadual de Campinas.

Data: 22/11/96

Aos meus pais, Antônio e Irma.
À Sônia, companheira e esposa.
Ao meu filho, João Pedro, para quem a
vontade de viver superou todos os fatores
de risco.

AGRADECIMENTOS

A realização deste trabalho só foi possível graças à colaboração direta e indireta de muitas pessoas. Agradeço a todas elas e de forma particular:

à Professora Doutora Marilisa Berti Azevedo Barros, pela orientação segura e competente e pela convivência marcada pelo respeito e amizade;

à Universidade Federal de Goiás, por ter me possibilitado a realização desse curso de Mestrado, e em especial, aos colegas do Departamento de Saúde Coletiva, representados pelo seu chefe, Prof. Renato Maurício de Oliveira;

às Profas. e colegas Dra. Celina Maria Turchi Martelli e Dra. Ana Lucia Sampaio Sgambatti Andrade, pelas importantes contribuições durante a elaboração do projeto e redação desta dissertação;

ao Departamento de Morbi-mortalidade da Secretaria Estadual de Saúde do Estado de Goiás, representada na pessoa do seu chefe, Dr. Cicílio Alves de Moraes e da servidora Sônia Maria Oliveira Bezerra, pelo apoio e fornecimento dos arquivos de dados do SIM e SINASC;

à estudante Aline Cristina de Andrade e ao técnico em computação João B. Peres Júnior pela valiosa contribuição na fase de coleta, conferência e digitação dos dados.

à Maria José Soares pela competente revisão do texto e, mais ainda, por me ensinar noções de redação e organização de uma dissertação;

e, finalmente, à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo apoio financeiro através da concessão de bolsa de estudos durante a realização do curso de mestrado.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS	VII
LISTA DE TABELAS	VIII
LISTA DE ABREVIATURAS	XI
RESUMO	XIII

INTRODUÇÃO

1. Mudanças do perfil da mortalidade infantil no Brasil no período de 1940 a 1990	02
2. A mortalidade infantil em Goiânia	05
3. Determinantes da tendência declinante da mortalidade infantil	06
4. A compreensão dos determinantes da mortalidade infantil através da análise de fatores de risco	10

OBJETIVOS

1. Objetivo geral	18
2. Objetivos específicos	18

METODOLOGIA

1. Área de estudo	20
2. Delineamento do estudo	21
3. População estudada	21
4. Banco de dados vinculados	27
5. Variáveis investigadas	28
6. Processamento e análise dos dados	34

RESULTADOS E DISCUSSÃO

1. Perfil dos nascidos vivos	39
2. A probabilidade de morte infantil na coorte de nascidos vivos	54
2.1. Probabilidade de morte segundo a idade do óbito	56

2.2. Probabilidade de morte segundo a causa básica do óbito	59
2.3. Probabilidade de morte segundo as variáveis de exposição.....	65
3. Análise de regressão logística	98
CONSIDERAÇÕES FINAIS	106
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	117
ANEXOS	
Anexo 1	126
Anexo 2	127
SUMMARY.....	128

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Mapa de Goiânia e regiões administrativas	31
Figura 2 – Probabilidade de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal	57
Figura 3 – Óbitos infantis nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo a idade do óbito	58
Figura 4 – Óbitos infantis nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo os grupos de causa básica de óbito	60
Figura 5 – Risco relativo e respectivo intervalo de 95% de confiança para os NV em hospital público-estatal nos períodos neonatal e pós-neonatal.....	69
Figura 6 – Peso médio ao nascer e respectivo intervalo de 95% de confiança para os três grupos de NV	75
Figura 7 – Risco relativo e respectivo intervalo de 95% de confiança para os NV com peso < 1500g nos períodos neonatal e pós-neonatal	77
Figura 8 – Risco relativo e respectivo intervalo de 95% de confiança para os NV com peso entre 1500g e 2499g nos períodos neonatal e pós-neonatal	77
Figura 9 – Risco relativo e respectivo intervalo de 95% de confiança para os NV com duração da gestação inferior a 37 semanas nos períodos neonatal e pós-neonatal.....	82
Figura 10 – Risco relativo e respectivo intervalo de 95% de confiança para os NV com gravidez múltipla nos períodos neonatal e pós-neonatal.....	86

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Número e proporção de nascidos vivos segundo o local de ocorrência dos nascimentos	39
Tabela 2 – Número e proporção de nascidos vivos segundo o sexo	40
Tabela 3 – Número e proporção de nascidos vivos segundo as categorias de peso ao nascer.....	41
Tabela 4 – Número e proporção de nascidos vivos segundo as categorias de duração da gestação.....	42
Tabela 5 – Nascidos vivos segundo o peso ao nascer e duração da gestação	43
Tabela 6 – Número e proporção de nascidos vivos segundo o tipo de gravidez.....	44
Tabela 7 – Número e proporção de nascidos vivos segundo a categoria do hospital de nascimento	45
Tabela 8 – Nascidos vivos segundo a categoria do hospital de nascimento e peso ao nascer.....	46
Tabela 9 – Número e proporção de nascidos vivos segundo o tipo de parto	47
Tabela 10 – Nascidos vivos segundo o peso ao nascer e tipo de parto	47
Tabela 11 – Nascidos vivos segundo a categoria do hospital e tipo de parto	48
Tabela 12 – Número e proporção de nascidos vivos segundo a idade da mãe	49
Tabela 13 – Nascidos vivos segundo a idade da mãe e peso ao nascer	49
Tabela 14 – Nascidos vivos segundo a idade da mãe e a região de residência.....	50
Tabela 15 – Número e proporção de nascidos vivos segundo o grau de instrução da mãe.....	51
Tabela 16 – Nascidos vivos segundo o grau de instrução da mãe e o peso ao nascer	52
Tabela 17 – Nascidos vivos segundo o grau de instrução da mãe e a região de residência	53

Tabela 18 – Nascidos vivos segundo a categoria do hospital e o grau de instrução da mãe.....	54
Tabela 19 – Nascidos vivos segundo a categoria <i>sobreviventes</i> ou <i>óbitos</i>	56
Tabela 20 – Proporção de óbitos infantis e probabilidade de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo os grupos de causa de óbito.....	61
Tabela 21 – Probabilidade de morte infantil em Goiânia e taxa de mortalidade infantil por grupos de causas em países selecionados.....	63
Tabela 22 – Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo a região de residência da mãe	66
Tabela 23 – Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo a categoria do hospital de nascimento	68
Tabela 24 – Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo o grau de instrução da mãe.....	71
Tabela 25 – Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo o sexo.....	73
Tabela 26 – Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) no período neonatal e pós-neonatal segundo o peso ao nascer	76
Tabela 27 – Probabilidade de morte no período neonatal segundo os grupos de causa básica de óbito e peso ao nascer.....	79
Tabela 28 – Probabilidade de morte no período pós-neonatal segundo os grupos de causa básica de óbito e peso ao nascer.....	80
Tabela 29 – Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo a duração da gestação.....	81
Tabela 30 – Probabilidade de morte (q) no período neonatal, risco relativo(RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo a duração da gestação estratificado pelo peso ao nascer	83

Tabela 31 – Probabilidade de morte (q) no período pós-neonatal, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo a duração da gestação estratificado pelo peso ao nascer	84
Tabela 32 – Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) no período neonatal e pós-neonatal segundo o tipo de gravidez.....	86
Tabela 33 – Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo o tipo de parto	88
Tabela 34 – Probabilidade de morte (q) no período neonatal e risco relativo(RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo o tipo de parto estratificado pela categoria do hospital	89
Tabela 35 – Probabilidade de morte (q) no período pós-neonatal e risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo o tipo de parto estratificado pela categoria do hospital	91
Tabela 36 – Probabilidade de morte (q) no período neonatal, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo o tipo de parto estratificado pelo peso ao nascer	92
Tabela 37 – Probabilidade de morte (q) no período pós-neonatal, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo o tipo de parto estratificado pelo peso ao nascer	94
Tabela 38 – Probabilidade de morte no período neonatal pelos grupos de causa básica de óbito em NV de baixo peso ao nascer segundo o tipo de parto	95
Tabela 39 – Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo a idade da mãe	98
Tabela 40 – Fatores de risco, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) para morte no período neonatal segundo o modelo de regressão logística - modelo 1	100
Tabela 41 – Fatores de risco, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) para morte no período neonatal segundo o modelo de regressão logística - modelo 2	101

Tabela 42 – Fatores de risco, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) para morte no período pós-neonatal segundo o modelo de regressão logística - modelo 1	103
Tabela 43 – Fatores de risco, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) para morte no período pós-neonatal segundo o modelo de regressão logística - modelo 2	104

LISTA DE ABREVIATURAS

CID	= Classificação Internacional de Doenças
DN	= declaração de nascido vivo
DO	= declaração de óbito
FIBGE	= Fundação Instituto Brasileiro de Geociências e Estatística
IC	= intervalo de confiança
NV	= nascidos vivos
OMS	= Organização Mundial de Saúde
OR	= odds ratio
RR	= risco relativo
SES	= secretaria Estadual de Saúde
SUS	= Sistema Único de Saúde
SIH/AIH	= sistema de informações hospitalares/ autorização para internação hospitalar
SIM	= sistema de informações sobre mortalidade
SINASC	= sistema de informações sobre nascidos vivos
TMI	= taxa de mortalidade infantil
UFG	= Universidade Federal de Goiás
UNICAMP	= Universidade Estadual de Campinas

RESUMO

Para determinar o índice de mortalidade infantil no município de Goiânia e o papel das variáveis constantes na declaração de nascido vivo (DN) como fatores de risco para óbito infantil, fez-se a vinculação entre a DN e a declaração de óbito (DO), definindo-se a coorte de nascidos vivos em Goiânia no ano de 1992. Foram determinadas as probabilidades de morte, os riscos relativos e os respectivos intervalos de 95% de confiança em subgrupos de recém-nascidos segundo as categorias das variáveis presentes na DN, investigando sua associação com a mortalidade infantil nos períodos neonatal e pós-neonatal. Para o cálculo dos riscos relativos ajustados levando-se em conta o potencial efeito de variáveis de confusão, foi utilizada a análise estratificada e de regressão logística.

A coorte de nascidos vivos no ano de 1992 constituiu-se de 20 981 recém-nascidos, com a ocorrência de 231 óbitos no período neonatal e 111 no período pós-neonatal. A probabilidade de morte na coorte foi de 16,3 óbitos por mil nascidos vivos, sendo de 11,0 por mil no período neonatal e 5,3 por mil no período pós-neonatal. Os maiores riscos relativos observados foram: (a) no período neonatal: nascidos vivos pretermo (RR = 11,3; IC 95% 7,2–17,9), baixo peso ao nascer (RR = 7,5; IC 95% 4,7–11,9), gravidez múltipla (RR = 3,5; IC 95% 2,0–6,2), nascimento em hospital público-estatal (RR = 2,3; IC 95% 1,5–3,6) e como fator de proteção o nascimento por parto operatório (RR = 0,7; IC 95% 0,5–1,0); (b) no período pós-neonatal: mães com nenhum grau de instrução (RR = 5,5; IC 95% 1,1–28,3), gravidez múltipla (RR = 3,5; IC 95% 1,5–8,0), baixo peso ao nascer (RR = 2,9; IC 95% 1,5–5,5), nascimento em hospital público (RR = 2,7; IC 95% 1,1–6,2) e nascidos vivos pretermo (RR = 2,2; IC 95% 1,0–4,6).

A vinculação entre a DN e a DO possibilitou a identificação de fatores de risco com base em informações individuais, podendo servir de subsídio para o monitoramento local da tendência da mortalidade infantil em curto e médio prazo, para a avaliação do impacto de programas de redução da mortalidade infantil e para o acompanhamento dos recém-nascidos que compõem os grupos de maior risco de morte infantil.

INTRODUÇÃO

1. Mudanças do perfil da mortalidade infantil no Brasil no período de 1940 a 1990

A tendência da mortalidade infantil pode ser estudada a partir de três indicadores: a taxa ou coeficiente de mortalidade infantil (TMI), a mortalidade proporcional de menores de um ano e a probabilidade de morrer antes de completar um ano de vida. Este último indicador é calculado a partir de coortes de nascimentos e através da utilização de técnicas de estimativa indireta e apresenta a vantagem de reduzir o problema da baixa qualidade das estatísticas do registro civil encontradas em diversas regiões brasileiras (Simões, 1989).

No Brasil, no período compreendido entre 1940 e 1990, a taxa de mortalidade infantil vem acompanhando a tendência latino-americana e internacional de declínio, embora apresente períodos de oscilação, que refletem peculiaridades dos momentos históricos vividos pelo país. Mesmo prevalecendo a tendência declinante, os dados indicam períodos de estabilização e até mesmo de reversão desta tendência, com estabilização das taxas em algumas regiões e elevação em outras.

No período de 1940 a 1960, houve uma redução média da mortalidade infantil da ordem de 47,9% para todo o país, com percentuais mais elevados nas regiões Centro-Oeste, Norte e Sul (Yunes & Rochenzel, 1974). Na década de 60, ocorreu uma descontinuidade da tendência declinante, com um aumento de 3,3% na taxa de mortalidade infantil em todo o país. Na região Sudeste, que historicamente apresenta informações de boa qualidade, este aumento foi da ordem de 40% (Yunes & Ronchezal, 1974). Segundo Leser (1972), o aumento da TMI no município de São Paulo, nesse período, foi determinado por uma interação entre os seguintes fatores: deterioração das condições de vida da população, com a redução da sua capacidade aquisitiva repercutindo no perfil nutricional; a crescente migração para a cidade e a rápida urbanização com o aumento progressivo da proporção de habitantes que vivem nas

áreas periféricas da cidade, sem o correspondente desenvolvimento da infra-estrutura de conforto urbano e, por último, a acentuada redução da natalidade durante a segunda metade da década de 60 nas populações que vivem nas áreas de melhor nível sócio-econômico da cidade. Mais recentemente, Pino Zúñiga & Monteiro (1995) consideram essa explicação insuficiente e levantam como hipótese para a elevação da taxa de mortalidade infantil no município de São Paulo nos anos 60 o acentuado declínio do aleitamento materno que ocorreu no período.

Com relação à mortalidade proporcional de menores de um ano, observou-se um aumento percentual de 16,3% para todo o país entre 1940 e 1970. Nessas décadas, as principais causas de óbito foram as *enterites*, que sempre apresentaram os maiores coeficientes. Em segundo e terceiro lugares, situam-se as *pneumonias* e a categoria *outras causas perinatais*, respectivamente (Yunes, 1981).

Os dados sobre mortalidade infantil no início dos anos 70 mostram uma queda nos níveis de saúde, com um aumento dos riscos de óbito infantil entre 1973 e 1975, sendo a maioria dos óbitos por causas evitáveis como as *infecções intestinais*. No estudo citado, Yunes (1981) ressalta ainda a ineficiência do programa materno-infantil na diminuição da mortalidade infantil, que alcançou nesse período apenas uma extensão de cobertura e uma certa estabilização dos coeficientes de mortalidade infantil.

A partir da segunda metade da década de 70, há uma retomada da tendência declinante, com uma redução de 36,9% na TMI do Brasil entre 1977 e 1982. As taxas de mortalidade infantil para o Brasil variaram de 104,3 óbitos por mil nascidos vivos, em 1977, a 65,8, em 1982. A mortalidade proporcional de menores de um ano apresentou comportamento semelhante, diminuindo de 30,5%, em 1977, para 22,3%, em 1983. Nas regiões geográficas, o comportamento da TMI foi semelhante, embora as oscilações tenham sido bem diferenciadas. As regiões Norte e Nordeste que tem historicamente as mais altas taxas de mortalidade infantil foram as que apresentaram as maiores quedas dos coeficientes (Becker & Lechtig, 1986).

De 1982 a 1984, a taxa de mortalidade infantil para o Brasil variou de 65,8 por mil, em 1982, para 73,7, em 1984, verificando-se, portanto, um aumento de 12% entre os dois anos. As regiões Norte e Nordeste, se foram as que apresentaram as maiores quedas entre 1977 e 1982, foram também as regiões que apresentaram as maiores elevações, 21,3% e 24,7%, respectivamente, entre 1982 e 1984. Nesse último período, além do aumento do risco de mortalidade infantil e da mortalidade infantil proporcional, verificou-se a elevação dos indicadores que especificam os diversos componentes da mortalidade infantil, como a mortalidade infantil pós-neonatal, a mortalidade neonatal, a mortalidade proporcional por prematuridade, por deficiências nutricionais e por anemias carenciais. Essa queda nos níveis de saúde nesse período coincidiu com o ápice da recessão econômica nos anos 80 (Becker & Lechtig, 1986).

O período após 1984 caracterizou-se pela retomada da tendência de declínio da mortalidade infantil. Para o Brasil, a TMI decresceu de 66,7 por mil nascidos vivos, em 1983, para 51,0, em 1987; houve, portanto, uma redução de 23,5%. A região Nordeste apresentou a maior queda. A mortalidade proporcional de menores de um ano para o Brasil caiu de 19,2%, em 1984, para 12,9%, em 1989. Em todas as outras regiões geográficas, houve também redução. Verificaram-se alterações no perfil das causas da mortalidade infantil, com as causas perinatais e anomalias congênitas assumindo maiores proporções quando comparadas às doenças infecciosas e parasitárias e às doenças do aparelho respiratório (Simões, 1989).

No entanto, apesar da queda significativa, os níveis da mortalidade infantil nos anos 80 caracterizaram-se: a) por serem superiores aos da maioria dos países da América Latina – sendo inferiores apenas aos do Haiti, Bolívia e Honduras – e Ásia Oriental, inclusive os de países com indicadores sócio-econômicos inferiores aos do Brasil; b) pela ampliação da diferença entre a taxa de mortalidade do Brasil e a taxa de mortalidade infantil dos países desenvolvidos: a TMI do Brasil foi 11 vezes maior do que a da Suécia no período de 1975 a 1980, enquanto no período de 1950 a 1955, por exemplo, esta razão era de 7,4 vezes; c) por um incremento na desigualdade regional do indicador: a razão entre as taxas de mortalidade

infantil na Região Nordeste e Sul, que era 1,4 nos anos 30/40, passou para 2,4 nos anos 76/86 (Simões & Monteiro, 1995).

2. A mortalidade infantil em Goiânia

A análise da mortalidade infantil no município de Goiânia a partir dos anos 40 mostra a mesma tendência declinante que se observa no restante do país, porém sem acusar aumento nos anos de 1983 e 1984. A TMI decresceu de 278,8 óbitos por mil, em 1941 para 46,6, em 1968 (Yunes & Ronchezel, 1974); e nas décadas de 70 e 80 apresentou uma redução de 49%, passando de 42,3 óbitos por mil nascidos vivos, em 1978, para 21,6, em 1989.

A mortalidade proporcional de menor de um ano apresentou um aumento de 13,6% entre 1941 a 1970; e, a partir de 1970, houve uma tendência decrescente, em que o indicador variou de 29,7%, em 1978, para 12,1%, em 1989 (Brasil, 1993).

Em 1978, as doenças infecciosas e parasitárias eram responsáveis por 33,1% dos óbitos infantis, com taxa de 14,0 óbitos por mil, enquanto as causas perinatais eram responsáveis por 27,8% dos óbitos, com coeficiente de 11,8 por mil nascidos vivos. No ano de 1989, houve uma inversão desse padrão, com as causas perinatais sendo responsáveis por 54,8% dos óbitos e as infecciosas e parasitárias, por apenas 11,6%. Os coeficientes foram de 11,8 e 2,5 para os dois grupos de causas, respectivamente (Brasil, 1993). Esses dados mostram que o responsável pela inversão do padrão de causas foram as doenças infecciosas e parasitárias com uma redução de 82% no coeficiente de mortalidade infantil, enquanto o coeficiente das causas perinatais manteve-se constante.

O estudo de Turchi et al. (1994) sobre a mortalidade infantil no município de Goiânia mostrou que a taxa de mortalidade infantil para o município, no ano de 1992, foi estimada em 21,7 óbitos por mil nascidos vivos. Analisando o coeficiente nos seis distritos sanitários, o estudo identificou diferenças importantes. O coeficiente variou de 17,0 a 26,7

óbitos por mil nascidos vivos nos distritos I (região central) e IV (região noroeste), respectivamente.

3. Determinantes da tendência declinante da mortalidade infantil

A relação entre a mortalidade infantil e seus determinantes e condicionantes apresenta caráter complexo e dinâmico. O estudo de Monteiro (1982) propõe a seguinte distinção para os fatores determinantes da mortalidade infantil: (a) fatores mais abrangentes relacionados com a qualidade de vida em geral, como nível de renda, industrialização e educação; (b) fatores de menor abrangência, como abastecimento de água e assistência hospitalar e (c) fatores relacionados com os padrões de fecundidade e movimentos migratórios. O autor assinala que existe um padrão diferenciado na determinação da tendência de queda da mortalidade infantil nos países desenvolvidos quando comparados aos não desenvolvidos. No primeiro grupo de países, a redução da mortalidade se deu a partir do século passado em razão dos fatores mais abrangentes – alimentação, moradia, higiene – que apresentaram maior peso na redução dos níveis de mortalidade infantil, sendo que neste século a redução persistiu através da disponibilidade e utilização de recursos médicos e de saúde pública.

Já nos países não desenvolvidos, a redução dos níveis de mortalidade infantil se deu mais em consequência da incorporação de tecnologias importadas no pós-guerra com a finalidade de promover ações de saúde pública, medidas de saneamento básico, programas de suplementação alimentar e programas de assistência primária à saúde voltados para o grupo materno-infantil, além de fatores relacionados com a mudança nos padrões de fecundidade. Essas ações apresentam impacto naquelas causas da mortalidade infantil mais sensíveis a tal

conjunto de medidas, como as doenças diarreicas e nutricionais, por exemplo (Carvalho & Wood, 1977).

Os estudos de Carvalho & Wood (1977 e 1978) ressaltaram os limites desse conjunto de medidas responsáveis pelo declínio das taxas de mortalidade devido à redução dos óbitos relacionados com o complexo desnutrição-diarréia-desidratação que acometem grupos populacionais que se encontram em condições sócio-econômicas desfavoráveis. O argumento dos autores é que, uma vez que as taxas atingem um determinado patamar, a continuidade da redução dos riscos de morrer depende das doenças menos sensíveis a medidas gerais de saúde pública e tecnologias simplificadas. Assim, há a necessidade de acesso a tecnologias médicas mais complexas que, na realidade brasileira – com as dificuldades enfrentadas pelo Sistema Único de Saúde –, só estão disponíveis para determinados segmentos populacionais que detêm poder de compra de tais serviços no mercado, através da compra direta ou intermediada pelo sistema supletivo. Como consequência desse processo, à medida que a taxa média declinasse para o conjunto da população, os diferenciais entre grupos sociais ampliar-se-iam continuamente.

Em estudo realizado na Costa Rica, Rosero Bixb et al. (1985) apontam que a redução da mortalidade infantil de patamares de 60 para 20 óbitos por mil nascidos vivos após os anos 60 deveu-se a uma conjunção de fatores, tais como: a melhoria do padrão sócio-econômico da população, uma notável queda da fecundidade e uma radical transformação do setor de saúde, com prioridade para as ações de atenção primária, imunização, participação da comunidade e o saneamento básico.

Na Nicarágua, um estudo de Sandiford et al. (1991) analisando a tendência de queda da mortalidade infantil ocorrida no país, notadamente a partir dos anos 70, identificou como fatores determinantes do declínio a expansão do atendimento primário em saúde, acompanhado de uma maior disponibilidade de profissionais médicos e de enfermagem nestes serviços.

No Brasil, Sawyer et al. (1987) fazem uma análise da evolução da mortalidade infantil em três períodos distintos de desenvolvimento econômico: (a) período de exportação agrária – 1850-1930; (b) período de substituição de importações – 1930-1965 e (c) período de expansão do capital industrial internacional. Este último período foi dividido em duas fases: fase do crescimento econômico rápido – 1965-1975 e fase de recessão – 1976-1983. O estudo verificou uma tendência de queda dos índices de mortalidade infantil no decorrer do processo de urbanização e industrialização do país, porém com oscilações importantes associadas às condições inerentes ao processo. Foram, assim, identificados três movimentos na curva da mortalidade infantil: (a) uma tendência de queda na passagem do período de exportação agrária para o de substituição de exportações, identificando-se como determinante desta redução a rápida industrialização e urbanização de São Paulo, com a conseqüente melhoria das condições de vida de alguns grupos com maior poder de influência nesse período; (b) durante a fase do ‘milagre econômico’, a mortalidade infantil experimentou uma ‘paradoxal’ reversão da sua tendência declinante em decorrência da deterioração da qualidade de vida que caracterizou o período e (c) no período pós-milagre, a TMI retomou sua tendência de queda, sendo o principal fator responsável por esta retomada a mudança nas políticas públicas no período, o que pode ser demonstrado pela drástica redução dos óbitos infantis evitáveis por medidas de saneamento.

Vários estudiosos ocuparam-se em investigar o caráter determinante de fatores na tendência de queda da mortalidade a partir da segunda metade da década de 70. Os estudos de Monteiro (1982), Victora & Barros (1994), Simões & Oliveira (1986) corroboram a tese de que não se pode tomar a mudança nos indicadores de mortalidade infantil como estimadores diretos de mudanças das condições sociais de uma população. Reafirmam a importância dos fatores de menor abrangência, principalmente os relacionados com programas de saúde destinados a crianças e programas que interferem na sobrevivência infantil.

Segundo Victora & Barros (1994), a análise dos casos de São Paulo (1973 a 1983) e Ceará (1987 a 1990) mostra que os fatores que atuaram de forma mais marcante na

redução da mortalidade infantil foram as melhorias na assistência à saúde e os programas de reforço às ações voltadas para a sobrevivência infantil, não se observando indicadores de melhora dos padrões sócio-econômicos da população que justificassem a queda observada da mortalidade infantil.

No estudo de Paim et al. (1993), que analisa a queda da mortalidade infantil em Salvador-BA, os autores levantam duas hipóteses para explicar a tendência declinante da mortalidade infantil. A primeira aponta os seguintes fatores: a ampliação das imunizações, implantação da terapia de reidratação oral (TRO), estímulo ao aleitamento materno, controle de infecções respiratórias agudas e acompanhamento do crescimento e desenvolvimento das crianças; a segunda, uma redução da fecundidade das mulheres de Salvador em decorrência do aumento da demanda, voluntária ou induzida, de métodos contraceptivos. Os autores descartam mudanças nas condições de vida da população como fator determinante da queda observada, tendo em vista uma forte crise econômica vigente, nesse período, no país, e, em particular, na região estudada.

Concluindo, deve-se reafirmar a importância de fatores sócio-econômicos – tais como renda, inserção na produção e escolaridade – como condicionantes e determinantes mais gerais da mortalidade infantil, mesmo que nem sempre a metodologia empregada e as interpretações dos estudos demonstrem uma associação direta desses fatores com a tendência da mortalidade infantil. A importância desses fatores tem sido demonstrada nos estudos epidemiológicos de base individual, mesmo em momentos de marcado declínio dos coeficientes.

As ações de saúde pública voltadas para o grupo materno infantil, discutidas nos estudos aqui referidos, estão inegavelmente associadas à tendência declinante da mortalidade infantil, tanto quanto os fatores mais abrangentes relacionados com melhoria da qualidade de vida da população. No entanto, persistem ainda os diferenciais entre grupos ou estratos sociais, que poderiam ser reduzidos mais rapidamente através da conjugação das

estratégias de saúde pública com as medidas globais que implicam distribuição de renda, redução do desemprego e aumento da escolaridade.

4. A compreensão dos determinantes da mortalidade infantil através da análise de fatores de risco

Para compreender os determinantes da mortalidade infantil, diversos referenciais teóricos podem ser utilizados. Nesta pesquisa, optou-se pelo modelo da determinação social do processo saúde-doença, segundo o qual os determinantes e condicionantes da mortalidade infantil devem ser entendidos como "processos que são gerados na dimensão social da vida e que têm suas raízes no modo de organização da sociedade e fundamentalmente nos correspondentes padrões de trabalho e consumo dos distintos grupos" (Breilh et al., 1990).

Dentro desse enfoque, a forma como são estruturados na sociedade o processo de produção e o processo de consumo caracteriza o conjunto das condições de vida de cada grupo social. As condições de vida são analisadas por Castellanos (1991) como uma mediação entre a inserção social e a situação de saúde dos grupos sociais. Segundo esse autor, as condições de vida apresentam as seguintes dimensões: (a) dimensão dos processos predominantemente biológicos – herança genética e perfil imunológico; (b) dimensão dos processos predominantemente ecológicos – ambiente residencial e ambiente do trabalho; (c) dimensão dos processos reprodutivos das formas de consciência e de conduta – determinantes relacionados com a cultura, hábitos, estilos de vida e (d) dimensão dos processos predominantemente econômicos – como a sociedade se articula para a produção, distribuição e consumo de bens e serviços.

Para uma explicação do perfil da situação de saúde nos grupos sociais, as quatro dimensões das condições de vida devem ser vistas de forma inter-relacionada e

obedecendo às noções de hierarquia e autonomia. Ou seja, hierarquia porque a dimensão econômica encontra-se num patamar de determinação acima das demais e autonomia porque quando se analisa um determinado grupo social, os diferenciais de mortalidade podem ser explicados por um efeito independente ou autônomo de determinada dimensão sobre o processo saúde-doença em estudo em relação às demais dimensões (Victora et al., 1990).

Segundo Battellino & Bennun (1991), o estudo dos determinantes do processo saúde-doença na infância é mais complexo do que em outros grupos porque, além dos determinantes relacionados com as dimensões econômicas e ecológicas – a inserção social das famílias e o padrão de consumo de bens e serviços –, representam papel importante as condutas maternas de intermediação verificadas em cada unidade familiar, capazes de interferir na sobrevivência infantil de forma a melhorar ou a agravar o perfil de saúde das crianças.

Os fatores de risco – entendidos, neste estudo, como "características presentes nos indivíduos ou grupos que indicam uma maior probabilidade de morrer antes de completar um ano de vida" (César, 1989) – devem ser vistos como indicadores dos determinantes da mortalidade infantil nas diversas dimensões das condições de vida, passíveis de serem estudados no plano empírico.

A análise das dimensões das condições de vida utilizando o enfoque dos fatores de risco não pretende esgotar o estudo da determinação da mortalidade infantil – mesmo porque este enfoque apresenta limitações para uma análise mais global. Mas, no plano fenomênico, e a partir de uma abordagem populacional, é uma estratégia útil para: (a) compreender alguns elementos da cadeia de eventos envolvidos na determinação do óbito infantil; (b) identificar grupos com padrões de risco de morte infantil diferenciados; (c) detectar necessidades de saúde nos diferentes grupos populacionais e subsidiar ações de saúde que visem à eliminação dos riscos de morte infantil (César, 1989; Battellino & Bennun, 1991; Castellanos, 1991).

Alguns fatores entendidos como indicadores das diversas dimensões das condições de vida foram apresentados por diversos autores como fatores associados à mortalidade infantil. Por essa razão, tais fatores merecem destaque nesta pesquisa.

- A categoria do hospital de nascimento da criança pode ser compreendida dentro de duas dimensões: primeiro, como um marcador da condição sócio-econômica da população que reflete um determinado perfil de práticas culturais, nutricionais, estilo de vida, padrão de consumo de bens e serviços, incluindo os cuidados pré-natais (Becerra et al., 1993) e, segundo, como um indicador da qualidade da assistência à gestação, ao parto e ao recém-nascido prestada à população.

- O grau de escolaridade da mãe é considerado em muitos estudos como um marcador da condição sócio-econômica da mãe e da família, mas, ao mesmo tempo, como um fator que apresenta um efeito independente na determinação da mortalidade infantil. Como possível explicação para o papel desempenhado por esta variável na determinação da mortalidade infantil, acredita-se que a escolaridade, ao gerar um conjunto de conhecimentos novos e sistemáticos para a mãe, modifica a sua condição cultural e social, resultando em um maior poder de discernimento sobre a vida e os cuidados da criança. Possibilita também a conquista de uma situação menos desigual em relação ao homem e confere algum grau de autonomia na tomada de decisões sobre a família e seus componentes. Estas possibilidades advindas da instrução interferem na relação interna da família e na relação desta com o meio social em que vive no sentido de privilegiar as crianças no que se refere aos aspectos de higiene, nutrição e cuidados de saúde (Ferreira, 1990).

Segundo Adetunji (1995), a educação materna possibilita para a mãe assumir uma postura mais ativa na busca de alternativas de assistência à saúde das crianças, modifica a representação fatalística acerca das doenças comuns em mães de camadas populares, prepara as mães para receber atenção dos profissionais de saúde, deixa-as mais informadas a respeito de quais os serviços são mais adequados ao tratamento do problema de saúde apresentado pela criança, além de melhorar a capacidade de cuidado dispensado à criança, como, por exemplo,

seguir corretamente as instruções do tratamento, retornar ao serviço de saúde em caso de não haver melhora, entre outros.

- O sexo do recém-nascido é uma condição biológica que atua como um marcador de risco de morte infantil. Na maioria dos estudos, o risco é maior para crianças do sexo masculino, sendo que os diferenciais são tanto maiores quanto mais próximos do nascimento são os óbitos. Algumas explicações, apesar de não consensuais, são apresentadas como justificativa para o maior risco no sexo masculino. Segundo Ferreira (1990), o processo de maturação pulmonar é mais lento no sexo masculino e há uma tendência de crianças do sexo masculino nascerem em idades gestacionais menores.

- O peso ao nascer é uma característica importante dos recém-nascidos. Não deve ser estudado como um fator de risco isolado, mas como uma variável mediadora, através da qual atuam diversos determinantes e condicionantes da mortalidade infantil como as características maternas relacionadas aos aspectos sócio-econômicos, de escolaridade e de inserção no processo produtivo. A partir deste ponto de vista, pode ser considerado como um marcador de saúde que é capaz de definir os riscos e prognósticos para o futuro de uma criança.

Segundo Victora & Barros (1994), o peso ao nascer pode ser considerado um bom indicador para acompanhar o nível de qualidade de vida de uma população, pois é sensível às mudanças nas condições de vida e pouco influenciável por medidas médico-sanitárias específicas.

Na literatura revisada, o baixo peso ao nascer (BPN) – peso inferior a 2500 gramas – é considerado um dos fatores de risco mais importantes associados à mortalidade infantil, principalmente à mortalidade no período neonatal.

De acordo com Buchalla (1988),

o peso inferior a 2500 g. pode facilitar a ocorrência de uma série de alterações como as devidas à imaturidade pulmonar, à hipoglicemia e pode tornar o RN mais susceptível às doenças em

especial às infecciosas e outros problemas que, embora possam ser considerados comuns, acontecem com mais frequência e de forma mais grave em crianças de peso inferior a 2500g.

Como fatores associados ao baixo peso ao nascer, o estudo de Benício et al. (1985) encontrou as seguintes variáveis: ausência de assistência pré-natal, peso materno pré-gestacional inferior a 50 kg, tabagismo na gestação e idade materna inferior a 20 anos.

Em consonância com esses dados, o estudo de Barros et al. (1987b) mostrou que as variáveis prognósticas mais frequentemente associadas ao baixo peso ao nascer verificadas no início da gestação são: o peso materno no início da gestação, o hábito de fumar, história de filho anterior com baixo peso ao nascer e a estatura da mãe. Analisando, de forma conjunta, as variáveis prognósticas e explicativas, identificadas ao final da gestação, os principais fatores associados ao baixo peso foram: o peso materno ao final da gestação e a idade gestacional no momento do nascimento.

- A idade gestacional, do mesmo modo que o baixo peso ao nascer, também pode ser considerada um mediador de outros fatores que atuam durante a gestação. Os principais mecanismos envolvidos na etiologia dos recém-nascidos pré-termo – RN com menos de 37 semanas de gestação completas – são o trabalho de parto prematuro, a ruptura prematura de membranas e a indução do parto precocemente pelos profissionais de saúde em decorrência de problemas com o feto ou com a mãe, além de outros fatores como tabagismo, sangramento vaginal e toxemia. A prematuridade tem sido apontada como uma das principais causas de mortalidade perinatal e neonatal precoce (Berkowitz & Papiernik, 1993).

Como fatores de risco mais consensuais entre os autores na determinação do RN pré-termo, são relacionados: mães de raça negra, mães solteiras, baixo nível sócio-econômico, RN anterior pré-termo ou de baixo peso ao nascer, mães com história de múltiplos abortos espontâneos no segundo trimestre da gravidez, gravidez resultante de fertilização *in vitro*, anormalidades placentárias, sangramento vaginal durante a gestação, anomalias de colo uterino e do corpo do útero, múltiplas gestações, hábito de fumar e exposição uterina a dietilestilbestrol (Berkowitz & Papiernik, 1993).

Deve-se considerar que a importante correlação entre baixo peso ao nascer e recém nascidos pré-termo muitas vezes torna difícil a análise isolada de cada um destes dois grupos.

- A idade da mãe constitui um dos fatores de risco mais considerados em estudos sobre mortalidade infantil. Os grupos etários mais jovens – mães com idade inferior a 20 anos – e mais avançados – idade acima de 35 anos – apresentam os maiores riscos de mortalidade infantil. Uma explicação provável para esse diferencial discutidas por alguns autores é que mães em idades extremas apresentam características fisiológicas que atuam como condicionadoras de patologias perinatais nos recém-nascidos. Além disso, essas mães se encontram em períodos da vida em que o cuidado dispensado à criança é diferente, principalmente no caso das mães adolescentes, que juntamente com a inexperiência apresentam dificuldades emocionais próprias da idade (Ferreira, 1990).

Há grande controvérsia sobre o efeito da idade materna como fator de risco para morte infantil. Uma conclusão consistente a esse respeito deve ser precedida de uma análise que controle o efeito de diferenças sócio-econômicas a fim de verificar o efeito biológico das diferenças de idade.

Vários estudos, tais como, Semenciw et al. (1986), Prager et al. (1987), Overpeck et al. (1992), Becerra et al. (1993), Almeida (1994), Guerra et al. (1995), Aerts et al. (1995) utilizaram a técnica de *linkage* entre bancos de dados de nascimentos e óbitos infantis com objetivo de estudar fatores de risco associados à mortalidade infantil. Essa metodologia consiste em promover um emparelhamento das informações oriundas de cada óbito infantil, ocorrido entre nascidos vivos de uma determinada coorte, coletadas através da declaração de óbito, com as respectivas informações presentes na declaração de nascimento.

A vinculação dos óbitos infantis com os nascimentos apresenta as seguintes vantagens: (a) o estudo da mortalidade infantil a partir de coortes de nascimentos, (b) a estimativa direta da probabilidade de morte antes de completar um ano de vida; (c) a descrição dos nascimentos e óbitos infantis segundo diversas variáveis de exposição contidas

na declaração de nascido vivo (DN); (d) estudo da associação e magnitude desta associação entre essas variáveis independentes e a mortalidade infantil com base em informações individuais; (e) obtenção das informações relacionadas com a exposição antes da ocorrência do efeito, o que propicia a realização de estudos prospectivos e de caso-controle inserido numa coorte e (f) a utilização de dados secundários disponíveis em sistemas de informações dos serviços de saúde, sem a necessidade de levantamentos especiais ou *surveys* de base populacional.

OBJETIVOS

1. Objetivo geral

- Determinar a mortalidade infantil no município de Goiânia e em subgrupos de recém-nascidos e estudar o papel das variáveis presentes na DN como fatores de risco para óbito infantil em uma coorte de nascidos vivos, a partir do uso vinculado dos bancos de dados do SIM e SINASC.

2. Objetivos específicos

- Descrever uma coorte de nascidos vivos em Goiânia segundo fatores relacionados à gestação, ao parto e a características maternas.
- Determinar a mortalidade infantil dessa coorte de nascidos vivos como um todo e em subgrupos discriminados segundo variáveis presentes na DN.
- Estudar a existência de associação das variáveis contidas na DN – relacionadas à gestação, ao parto e às características maternas – com a mortalidade infantil.

METODOLOGIA

1. Área de estudo

O estudo foi realizado no município de Goiânia, capital do Estado de Goiás. Trata-se de uma cidade jovem, somando apenas 64 anos de idade. Foi inicialmente planejada para uma população de 50.000 habitantes e teve como contexto histórico o processo de industrialização do país e a necessidade de interiorização e integração das regiões brasileiras.

O desenvolvimento urbano de Goiânia pode ser dividido em quatro períodos: (a) período de definição do lugar e ocupação: de 1933 a 1950; (b) período de ampliação do espaço: de 1950 a 1964; (c) período de concentração dos lugares no espaço: de 1964 a 1975 e (d) período de expansão urbana: a partir de 1975 (IPLAN, 1992).

Esta pesquisa foi desenvolvida em 1992, um ano específico do último período (d), que apresenta como característica fundamental a expansão urbana. Nessa fase, dois processos são bastante evidentes: primeiro, o investimento imobiliário para a construção de edifícios de apartamento destinados à classe média e média-alta nas áreas consolidadas do município de Goiânia, promovendo um movimento de verticalização e adensamento da cidade; e, segundo, o parcelamento do solo de Goiânia e municípios circunvizinhos em áreas de expansão urbana ou rural destinadas à moradia da população de baixa renda. Esses loteamentos são desprovidos de infra-estrutura adequada (energia, transporte e saneamento). A atuação desses processos tem configurado um espaço urbano heterogêneo, onde se contrapõem as áreas superadensadas do núcleo urbano consolidado com as áreas rarefeitas da periferia, trazendo como consequência as dificuldades para o poder público municipal em compatibilizar a expansão da infra-estrutura básica com as necessidades geradas de forma a satisfazer as diferentes realidades (IPLAN, 1992).

De acordo com o censo demográfico de 1991, Goiânia apresentava uma população de 922 222 habitantes, sendo que 99,1% da população vivia em área urbana. Havia 231 586 domicílios urbanos, com uma média de 3,92 habitantes/domicílio. Cerca de 75% dos

domicílios possuíam abastecimento de água da rede geral e canalização interna; 65,8% dos domicílios apresentavam instalações sanitárias privativas ligadas à rede geral de esgoto e em 92,2% dos domicílios o lixo era coletado diretamente.

A partir de 1993, o Plano de Desenvolvimento Integrado (IPLAN, 1992) propôs a divisão da área urbana do município em 64 distritos de planejamento urbano. A definição dos limites e conformação destes distritos estabeleceu-se com base em critérios de homogeneidade sócio-econômica, estudos de planejamento urbano e características físico-territoriais. Atualmente, encontra-se em processo a definição de nove regiões administrativas que são compatíveis com os limites dos distritos urbanos de planejamento.

2. Delineamento do estudo

Trata-se de um estudo descritivo de uma coorte retrospectiva (Kleinbaum et al., 1982) de nascidos vivos ocorridos e residentes no município de Goiânia no ano de 1992. O estudo dá ênfase a investigação das variáveis presentes na DN como fatores de risco associados à mortalidade infantil nos períodos neonatal e pós-neonatal.

3. População estudada

Todos os nascidos vivos com mães residentes em Goiânia e cujo nascimento ocorreu no município, no período compreendido entre 1.º de janeiro de 1992 e 31 de dezembro de 1992 e que deram origem a uma declaração de nascido vivo foram incluídos no presente estudo. A declaração de nascido vivo, cujo uso foi implantado no município em 1990, expedida no hospital ou serviço de saúde onde a criança nasceu e nos cartórios de registro

civil – quando o nascimento ocorre no domicílio – constitui um documento obrigatório para o registro da criança.

3.1. Nascidos vivos

- *Fonte de dados: sistema de informações sobre nascidos vivos (SINASC)*

O Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) é um subsistema de informações do Ministério da Saúde. Foi implantado a partir de 1990, inicialmente nas capitais do país. No ano de 1992, apresentava implementado e com uma cobertura parcial em todos os Estados, exceto em Santa Catarina (Mello Jorge et al., 1992).

O objetivo fundamental do SINASC é implementar um sistema de informações sobre os nascimentos, com dados individualizados, que contenha informações coletadas em hospitais, no momento do nascimento, relacionadas à gestação, ao parto, às condições de nascimento da criança e às características da mãe.

As informações oriundas desse sistema apresentam base populacional e diferem das estatísticas do registro civil divulgadas pelo IBGE em dois aspectos fundamentais: primeiro, porque dispõem de uma gama maior informações sobre as crianças nascidas vivas, como pode ser visto pelo exame da declaração de nascido vivo (DN), e segundo, porque o preenchimento da DN em três vias e o seu fluxo originado nos hospitais de nascimento e nos cartórios possibilitam o conhecimento de todos os nascidos vivos de uma localidade e não apenas dos registrados em cartórios, possibilitando uma correção do sub-registro de nascimentos.

O instrumento de coleta de dados utilizado pelo SINASC é a declaração de nascido vivo (DN) que deve ser preenchida nos serviços de saúde em que a criança nasce ou pelo cartório de registro civil no caso de nascimento no domicílio (Mello Jorge et al., 1993). A DN é preenchida em três vias contendo informações distribuídas em oito blocos: (a)

identificação da DN; (b) informações referentes ao cartório onde o nascimento foi registrado; (c) informações sobre o local de ocorrência do nascimento; (d) dados sobre o recém-nascido (data de nascimento, sexo, peso ao nascer e índice de Apgar); (e) informações sobre a gestação e parto (duração da gestação, tipo de gravidez e tipo de parto); (f) informações sobre a mãe (nome, idade, grau de instrução, endereço de residência e filhos tidos); (g) informação sobre o pai (nome) e (h) informações sobre o responsável pelo preenchimento da DN (Anexo 1).

A avaliação realizada por Mello Jorge et al. (1993) em cinco municípios do Estado de São Paulo mostrou os seguintes resultados: (a) o SINASC apresenta uma cobertura próxima de 100% para os nascimentos hospitalares nos municípios avaliados: Itararé, Marília, Pariquera-Açu, Santo André, e São José dos Campos, (b) a duplicidade de DN encontrada foi desprezível e (c) a validação das informações preenchidas na DN encontrou índices de concordância elevados – acima de 90% – para a maioria das variáveis, exceto o índice de Apgar no primeiro e quinto minutos, duração da gestação, idade da mãe, grau de instrução da mãe, número de filhos tidos e nome do pai.

No município de Goiânia não foi realizada uma avaliação da cobertura do SINASC, mas acredita-se que o sistema tenha uma boa cobertura dos nascimentos hospitalares e dos ocorridos no domicílio cujas crianças foram registradas em cartório. Esta afirmativa pode ser feita com base em comparações com outras informações como as Estatísticas do Registro Civil (FIBGE, 1994; FIBGE, 1995) que podem ser utilizadas como elementos para uma avaliação aproximada da cobertura do SINASC em Goiânia.

- *Estratégia de obtenção dos dados sobre nascidos vivos*

As DNs foram analisadas a partir do arquivo de dados do SINASC referente ao ano de 1992, que apresentava os campos devidamente codificados e digitados. Como critério para a definição da coorte de nascidos vivos, foram consideradas as DNs cujos nascimentos

ocorreram em Goiânia e cujas mães residiam no município no momento do nascimento da criança. A partir do arquivo original do SINASC foram acrescentados à estrutura o campo *distrito urbano de residência* com base no código do bairro de residência da mãe. Para os casos em que a informação do bairro foi insuficiente para a codificação do distrito, utilizou-se o endereço completo registrado na DN.

- *Número de nascidos vivos*

O arquivo de dados do SINASC para o ano de 1992 apresentava um total de 21963 declarações de nascidos vivos de mães residentes em Goiânia. Em 20981 (95,5%) destas, o nascimento havia ocorrido no município e em 982 (4,5%), o nascimento havia ocorrido em outros municípios ou em município ignorado.

3.2. Óbitos

- *Fonte de dados: sistema de informações de mortalidade*

No Brasil, o Subsistema de Informações de Mortalidade (SIM) foi implantado em 1975, visando o aprimoramento das informações de mortalidade através da uniformização dos procedimentos de coleta, codificação e digitação das declarações de óbito (DO) em todas as unidades da federação (Anexo 2).

Os estudos que utilizam as informações de mortalidade são frequentemente criticados pelo fato de utilizarem dados provenientes das estatísticas vitais, reconhecidamente de baixa qualidade, com problemas na definição dos eventos vitais como nascido vivo e nascido morto, sub-registro de nascimentos e óbitos, invasão e evasão de óbitos, declaração

errada da idade e, do ponto de vista qualitativo, a deficiência no preenchimento da DO em todos os seus campos, notadamente na parte relativa à causa do óbito (Laurenti et al., 1987).

Uma avaliação do SIM realizada por Paula et al. (1994) concluiu que ainda existem falhas tanto na cobertura quanto na qualidade dos dados, principalmente nas regiões Norte e Nordeste e em alguns estados da região Centro-Oeste.

Com relação às deficiências no preenchimento da DO, os estudos de Puffer & Serrano (1973), Fonseca e Laurenti (1974), Nobre et al. (1989), Heckmann et al. (1989), Niobey et al. (1990), Carvalho et al. (1990), Pereira & Castro (1981) demonstram problemas no preenchimento da DO que afetam a seleção da causa básica que levou ao óbito infantil.

De forma geral, os estudos acima citados, que propuseram-se a validar a causa básica dos óbitos infantis, utilizando diversas estratégias como investigação de prontuários hospitalares, entrevistas com pediatras e com familiares das crianças, constatam índices de concordância diferenciados para os óbitos neonatais e pós-neonatais. Os primeiros apresentam maior grau de concordância com pouca alteração nos grupos de causa e sim nos códigos de três algarismos da classificação internacional de doenças (CID).

Os estudos de Carvalho et al. (1990), realizado na região metropolitana do Rio de Janeiro e o de Mendonça et al. (1994), estudando a região metropolitana de Belo Horizonte, constataram uma qualidade insatisfatória na definição da causa básica de morte com superestimativa de algumas causas como as *broncopneumonias* e *septicemias* e subestimativa de outras como a *desnutrição* e *síndrome da morte súbita na infância*. No entanto, estes problemas podem ser reduzidos através da análise dos dados a partir dos grandes grupos da CID e através da análise de causas múltiplas de óbito, incluindo, além da causa básica, as causas associadas e contribuintes.

- *Estratégia de obtenção dos dados sobre óbitos infantis*

A partir dos arquivos de dados do SIM referentes aos anos de 1992 e 1993, foram analisadas as DOs que enquadravam-se nos seguintes critérios: (a) óbito não fetal; (b) data de nascimento da criança no ano de 1992; (c) nascimento ocorrido no município de Goiânia, (d) idade inferior a um ano completo no momento do óbito; (e) endereço de residência da mãe em Goiânia. Depois desta seleção, foram utilizadas as informações já codificadas pelo SIM, exceto o endereço de residência da mãe, recuperado em cada DO e codificado de acordo com o bairro de residência e distrito de planejamento urbano.

- *Número de óbitos infantis*

Para a identificação dos óbitos infantis ocorridos em nascidos vivos da coorte de 1992 utilizaram-se os arquivos de dados do SIM cedidos pelo Departamento de Morbimortalidade da Secretaria Estadual de Saúde (SES), referentes aos anos de 1992 e 1993, tendo em vista que nascidos em 1992 poderiam ter ido a óbito no ano seguinte.

No arquivo de 1992, constavam 436 óbitos infantis residentes em Goiânia. Destes, 78 (19,9%) foram excluídos por pertencerem à coorte de nascidos vivos em 1991, 35 (8,0%) foram excluídos porque, durante o processo de codificação dos distritos urbanos, observou-se que esses óbitos eram residentes em outros municípios, vizinhos a Goiânia, apesar de codificados como tal pela equipe de profissionais da SES e 26 (6,0%) foram excluídos por terem nascido em outros municípios. Foram, portanto, incluídos na análise 297 óbitos infantis do ano de 1992.

Em 1993, ocorreram 65 óbitos de nascidos vivos no ano de 1992. Destes, 3 (4,8%) foram excluídos por não residirem em Goiânia e 10 (16,1%) por terem nascido em outros municípios, totalizando 52 óbitos do ano de 1993 que participaram do estudo.

Através de investigação hospitalar de DNIs com problemas, como índice de Apgar igual a zero no primeiro e quinto minutos, foram identificados cinco óbitos infantis. Estes óbitos foram considerados nos cálculos da probabilidade de mortalidade total e foram

excluídos da análise da probabilidade de morte segundo as variáveis de exposição e do estudo de fatores de risco para morte infantil nos períodos neonatal e pós-neonatal pelo fato de não apresentarem os dois documentos – DO e DN – preenchidos.

No geral, 349 óbitos infantis ocorridos na coorte de nascidos vivos em 1992 participaram do processo de *linkage*, sendo 297 ocorridos no ano de 1992, e 52, no ano de 1993.

4. Banco de dados vinculados – DO e DN

A partir dos dois bancos de dados – SIM e SINASC – cada DO foi pareada com a sua respectiva DN, obtendo-se uma vinculação entre os dois subsistemas. Para este procedimento, foram realizadas as seguintes etapas: (a) uma busca automática no banco de nascidos vivos a partir de campos-chave comuns aos dois documentos, tais como: data de nascimento, sexo e bairro de residência da mãe, identificando as DN's prováveis para cada óbito; (b) em seguida, procedeu-se a uma busca manual no arquivo que contém as DN's, utilizando-se como variável localizadora o código provável da DN identificado na etapa anterior e o nome da mãe que consta na DO, porém não é digitado rotineiramente no SINASC; (c) para os casos de insucesso do pareamento nas duas etapas precedentes, foi realizada uma busca nos cartórios de registro civil de Goiânia onde o óbito foi registrado, com o propósito de identificar o código da DN desta criança e o hospital ou local onde ocorreu o nascimento; (d) investigação nos arquivos médicos dos hospitais onde ocorreram os nascimentos.

A partir desses procedimentos, construiu-se uma coorte retrospectiva na qual o efeito – os óbitos infantis – correspondeu ao conjunto de DN/DO pareadas e o conjunto das DN's não pareadas constituiu o grupo dos sobreviventes (Almeida, 1994).

Do total de 349 óbitos infantis, apenas para 7 óbitos – 2,0% do total – não foi possível identificar a respectiva DN preenchida no momento do nascimento, sendo que, dos 7

não pareados, 2 óbitos foram de nascidos vivos ocorridos no domicílio, casos em que não foi preenchida declaração de nascido vivo. Os 7 óbitos infantis não pareados permaneceram no estudo para o cálculo da probabilidade de morte global para toda a coorte, mas foram excluídos das análises de probabilidade de morte segundo as variáveis estudadas, por não apresentarem a DN preenchida no momento do nascimento ou por esta DN ter sido extraviada do seu fluxo normal, não estando digitada no banco de dados do SINASC e nem disponível no arquivo. Estudos realizados em outros países mostraram a viabilidade dessa metodologia conseguindo a vinculação dos dois subsistemas em proporções de: 96,7% (Prager et al., 1987), 98,4% (Overpeck et al., 1992), maior que 98% (Becerra et al., 1993) e 93% (Semenciw et al. 1986).

Desta forma, o total de óbitos que foram analisados de forma detalhada foi de 342, sendo 231 ocorridos no período neonatal (óbitos neonatais) e 111 no período pós-neonatal (óbitos pós-neonatais).

5. Variáveis investigadas

5.1. Variável dependente

A variável dependente ou efeito a ser investigado é a ocorrência de óbito infantil nos nascidos vivos da coorte de 1992.

5.1.1. Medida utilizada para mensurar a mortalidade infantil

A probabilidade de morte antes de completar um ano de vida pode ser considerada uma medida da incidência acumulada da mortalidade no primeiro ano de vida e exprime o risco de um nascido vivo vir a morrer nesta faixa de idade.

Essa medida, utilizada em outros estudos (Ferreira, 1990; Souza & Gotlieb, 1993; Almeida, 1994), foi obtida através de uma razão em que o numerador é composto por todos os óbitos de menores de um ano que pertencem à coorte de nascimentos de 1992 e o denominador é composto por todos os nascidos vivos desta coorte. A probabilidade de morte também pode ser calculada para os diversos subgrupos de nascidos vivos discriminados segundo variáveis de exposição.

O cálculo da probabilidade de morte antes de completar um ano de vida difere da taxa de mortalidade infantil que é utilizada rotineiramente. A taxa de mortalidade infantil é calculada tendo no numerador o total de óbitos de menor de um ano que ocorreram em um ano-calendário e no denominador o total de nascidos vivos no mesmo ano-calendário. Portanto, os óbitos pertencem a coortes de nascimento diferentes.

A taxa de mortalidade infantil, utilizada na maioria dos estudos epidemiológicos em nosso meio, constitui uma estimativa da probabilidade de morte no primeiro ano de vida, podendo apresentar um viés quando ocorre uma alteração importante no número de nascimentos entre os dois anos calendários que fornecem os óbitos para o cálculo do coeficiente (Ferreira, 1990).

5.2. Variáveis de exposição

Foram investigadas as variáveis presentes na DN, que apresentaram uma qualidade de preenchimento considerada satisfatória segundo avaliação prévia (Morais Neto & Martelli, 1995). Na DO foram levadas em consideração apenas as variáveis *idade da criança no momento do óbito* e *a causa básica do óbito*; as demais variáveis presentes na DO

não foram utilizadas por apresentarem uma qualidade inferior à da DN e também para que se garantisse uma uniformidade na fonte de informações para sobreviventes e óbitos.

As variáveis de exposição foram agrupadas em blocos:

5.2.1. Características sócio-econômicas e acesso a serviços de assistência ao parto

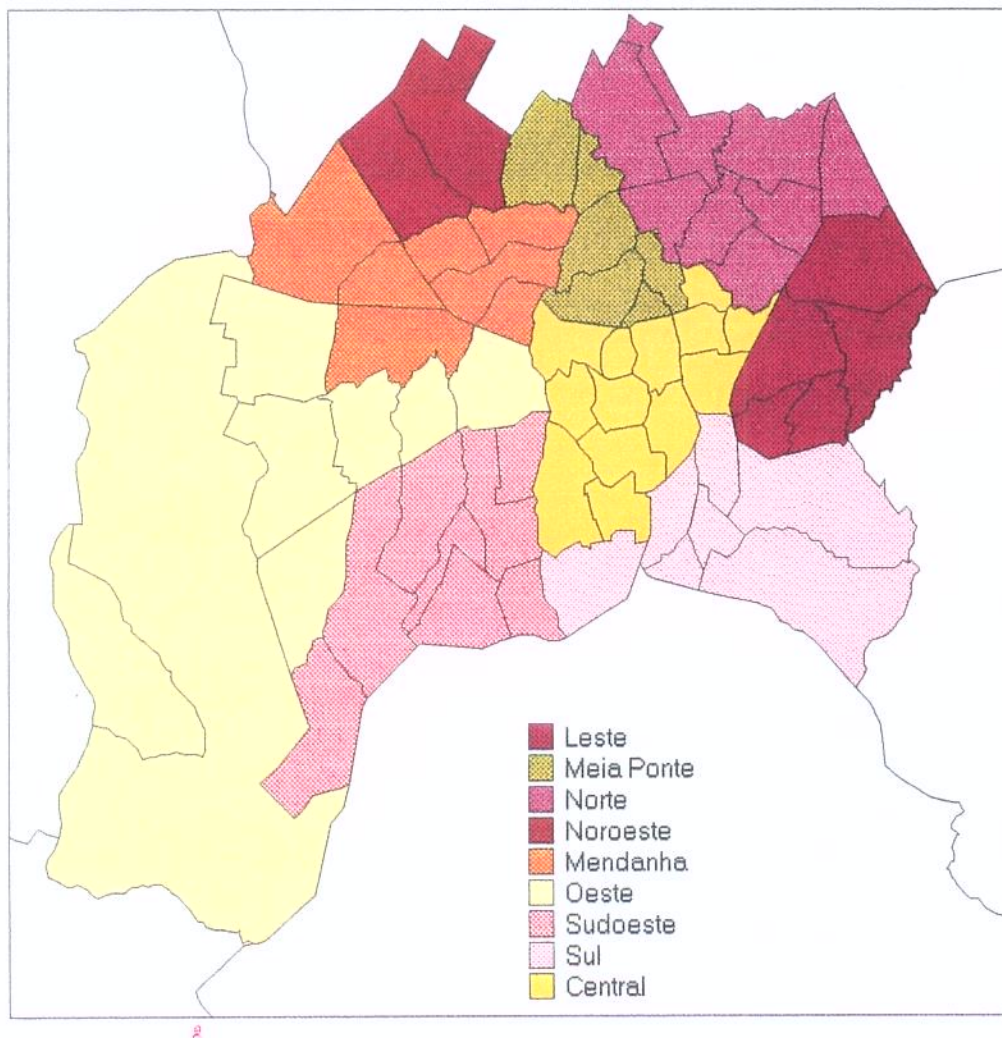
- Instrução da mãe

Segundo o grau de instrução da mãe, os NV foram agrupados em cinco categorias: NV de mães com nenhuma instrução; NV de mães com primeiro grau incompleto; NV de mães com primeiro grau completo; NV de mães com segundo grau e NV de mães com nível superior de escolaridade. No modelo de análise multivariada as categorias NV de mães com primeiro grau e segundo grau foram agrupadas.

- Área de residência da mãe:

Os NVs foram agrupados segundo as nove regiões administrativas utilizadas pela prefeitura de Goiânia para planejamento e orçamento participativo. São as regiões: Central, Sul, Sudoeste, Oeste, Mendanha, Noroeste, Norte, Vale do Meia Ponte e Leste (Figura 1). Os limites geográficos das regiões são compatíveis com a divisão dos 64 distritos urbanos de planejamento. A opção por esta forma de distribuição dos NV no espaço urbano de Goiânia teve como base uma certa homogeneidade sócio-econômica em cada região e o fato de ser a divisão mais utilizada pela Secretaria Municipal de Saúde para o planejamento de ações e serviços de saúde.

Figura 1 - Mapa de Goiânia e regiões administrativas



- Categoria do hospital de nascimento da criança:

Os hospitais de nascimento dos RN foram categorizados em: (a) público estatal, (b) privado não conveniado com o SUS e (c) privado com fins lucrativos ou filantrópico conveniado ou contratado pelo SUS. Para esta categorização utilizou-se o cadastro de estabelecimentos hospitalares da Secretaria de Saúde do Estado de Goiás e o cadastro de hospitais do Sistema de Informações Hospitalares do Ministério da Saúde (SIH/AIH). Os hospitais contratados pelo SUS mas cuja produção não incluía a assistência ao parto ou representava uma parcela pequena da produção total do hospital (inferior a 30%) foram considerados privados não contratados ao SUS.

5.2.2. Características reprodutivas

- Idade da mãe

Para a idade da mãe foram utilizadas duas categorizações. Na primeira, as mães foram agrupadas em 4 categorias: menor de 15 anos, 15 a 19 anos, 20 a 34 anos e 35 anos e mais; na segunda, em duas categorias: menor de 20 anos e 20 anos e mais.

5.2.3. Peso ao nascer e duração da gestação

- Peso ao nascer

Para peso ao nascer foram utilizadas três categorizações descritas na literatura revisada. Na primeira, os NVs foram agrupados em 7 categorias: menor que 1000 gramas, 1000 a 1499 gramas, 1500 a 1999 gramas, 2000 a 2499 gramas, 2500 a 2999 gramas, 3000 a

4999 gramas e 4500 gramas ou mais; na segunda, em três categorias: menor que 1500 gramas, 1500 a 2499 g e 2500 gramas e mais e na terceira, em duas categorias: inferior a 2500 g e igual ou superior a 2500 g.

- Duração da gestação:

Os NVs foram agrupados em três categorias: pré-termo (idade gestacional menor que 37 semanas), termo (37-41 semanas) e pós-datismo (> 42 semanas).

5.2.4 Sexo, tipo de gravidez e tipo de parto

- Sexo - categorizado em masculino e feminino.
- Tipo de gravidez - os NVs foram agrupados em duas categorias: gravidez única e gravidez múltipla.
- Tipo de parto - os NVs foram agrupados em três categorias: parto espontâneo, operatório e outros tipos de parto.

As variáveis índice de Apgar no primeiro e quinto minutos e filhos anteriores nascidos vivos, nascidos mortos e totais não foram consideradas na análise por apresentarem alta proporção de ignorados e por apresentarem problemas na qualidade do preenchimento (Morais Neto & Martelli, 1995).

6. Processamento e análise dos dados

O processamento dos dados foi realizado no Departamento de Saúde Coletiva do Instituto de Patologia Tropical e Saúde Pública da Universidade Federal de Goiás (UFG) e no Departamento de Medicina Preventiva e Social da Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP). Os bancos de dados foram digitados em programas específicos do SIM e SINASC. Para o processamento eletrônico e análise de dados, os arquivos foram transferidos para os aplicativos estatísticos FOXPRO e EPIINFO 6.03.

As informações foram processadas a partir de dois bancos de dados primários e de um terceiro, resultante da combinação de ambos:

a) banco de dados de óbitos infantis: este banco de dados foi gerado a partir do conjunto dos óbitos de residentes no município de Goiânia, selecionando-se os óbitos de crianças nascidas e residentes no município com idade inferior a um ano. As variáveis *nome da criança, nome da mãe da criança, endereço de residência da criança, código do bairro, código do distrito urbano de residência e código da DN*, identificado no processo de pareamento da DN/DO, foram incluídas na estrutura do banco de dados por não serem digitadas rotineiramente no SIM. A partir do endereço de residência da criança foram codificados *bairro e distrito urbano*;

b) banco de dados de nascidos vivos: foi gerado a partir do banco de dados de nascidos vivos no ano de 1992, selecionando os nascidos vivos ocorridos e residentes no município de Goiânia. Procedeu-se a uma correção dos endereços de residência excluindo-se nascidos vivos residentes em outros municípios e codificados como residentes em Goiânia. Na estrutura do banco de dados original do SINASC foi acrescido o campo *distrito urbano* de residência codificado automaticamente a partir do código do bairro de residência da mãe;

c) banco de dados vinculado: foi gerado a partir das informações dos nascimentos e óbitos, através da junção dos dois bancos de dados anteriores, utilizando-se como campo-chave o código da DN, comuns aos dois arquivos. Um campo identificador foi

acrescido para diferenciar os nascidos vivos (NV) que foram a óbito dos sobreviventes, além dos campos *idade da criança no momento do óbito* e *causa básica do óbito*.

O banco de dados vinculado gerou três arquivos distintos: (a) um arquivo composto dos sobreviventes e todos os óbitos infantis, (b) um arquivo formado pelos sobreviventes e óbitos neonatais e (c) um arquivo constituído dos sobreviventes e óbitos no período pós-neonatal.

Após a construção e a limpeza dos bancos de dados, a estratégia de análise seguiu os seguintes passos:

a) análise univariada

Inicialmente foram realizadas as distribuições de frequência absoluta e relativa para as variáveis de exposição, observando-se o percentual de ignorados ou sem informação em cada variável.

A seguir, foram realizadas tabulações cruzadas entre variáveis utilizando-se a categorização descrita anteriormente, tomando o cuidado de reagrupar as variáveis quando ocorreu número de observações muito baixo nas caselas, com objetivo de problemas tais como a convergência dos dados na análise multivariada.

Na análise univariada, foram calculados as probabilidades de morte por grupos de idade do óbito, grupos de causa básica de óbito e segundo as categorias de exposição, os riscos relativos (RR) e os seus respectivos intervalos de 95% de confiança (IC 95%). O teste de qui-quadrado foi utilizado para testar significância da associação entre variáveis categóricas. Para as variáveis quantitativas peso ao nascer e idade da mãe foram calculadas as médias e medianas. A comparação entre médias foi realizada utilizando-se a análise de variância e a construção dos intervalos de 95% de confiança.

Na análise estratificada bivariada utilizou-se o teste de Woolf (Kahn, 1983) para verificar homogeneidade entre os estratos e, para os casos de estratos homogêneos,

utilizou-se como medida de associação combinada levando-se em consideração o peso de cada estrato o risco relativo de Mantel-Haenszel e para a verificação da significância estatística da associação o teste de qui-quadrado de Mantel-Haenszel (Mantel & Haenszel, 1959).

O cálculo dos RR não ajustados permitiu uma avaliação inicial dos fatores de risco para mortalidade infantil, orientou a realização de análises estratificadas bivariadas e serviu para orientar a ordem em que as variáveis deveriam ser introduzidas no modelo multivariado.

b) análise multivariada

Tendo como referência o marco teórico expresso anteriormente, que considera uma hierarquia entre os fatores determinantes da mortalidade infantil, optou-se pela construção de dois modelos separados para cada um dos períodos – neonatal e pós-neonatal. No primeiro modelo (Modelo 1) foram incluídas todas as variáveis de exposição com riscos relativos significativos na análise univariada ou variáveis descritas na literatura como associadas à mortalidade infantil. No segundo modelo (Modelo 2), foram incluídas as mesmas variáveis exceto o *peso ao nascer*, *duração da gestação* e *tipo de parto*. O objetivo desse procedimento foi verificar a importância das demais variáveis (*grau de instrução*, *categoria do hospital*, *tipo de gravidez*, *idade da mãe* e *sexo*) como fatores de risco de forma independente das outras duas. O *peso ao nascer* e a *duração da gestação* podem ser considerados como fatores intermediários na cadeia de causalidade da mortalidade infantil atuando como mediadores de fatores mais abrangentes e num nível hierárquico superior (Semenciw et al. 1986). Além disso, como o *peso ao nascer* e a *duração da gestação* apresentam riscos relativos de grande magnitude eles mascaram o efeito das outras variáveis.

Para realização de cada modelo, foi utilizado o procedimento estatístico de regressão logística, utilizando-se procedimento CATMOD do pacote estatístico SAS (SAS, 1985). A regressão logística constitui um procedimento de análise estatística útil na análise de

dados categóricos. Para a definição do modelo que melhor ajuste as variáveis, utilizou-se a estratégia *stepwise forward selection* (Hosmer & Lemeshow, 1989) da seguinte forma: iniciou-se com a introdução das variáveis independentes, individualmente, observando-se, como critério de ordenação da introdução da variável no modelo, o seu nível de significância e risco relativo observado na análise univariada. Para tomar uma decisão sobre a permanência ou não da variável no modelo após a entrada de cada variável, observou-se a presença de significância estatística da variável, a importância da variável na cadeia de determinação da mortalidade infantil e se a variável apresentou-se como um fator de confusão no modelo em relação às outras. Após a definição do melhor modelo foram testadas as interações entre as variáveis peso ao nascer e duração da gestação e peso ao nascer e tipo de parto.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

1. Perfil dos nascidos vivos

- Local de ocorrência

O local de ocorrência do nascimento dos 20981 nascidos vivos ocorridos em Goiânia e de mães residentes no município foi o hospital para 98,9%, outro estabelecimento de saúde para 0,2%, o domicílio para 0,8% e outros locais para 0,1%. (Tabela 1).

No estudo de Almeida (1994), realizado no município de Santo André, observou-se proporção idêntica de NV em hospital, porém com uma proporção mais elevada de NV ocorridos em domicílio. Com relação ao estudo de Rodrigues et al.(1995), realizado em Belo Horizonte, a proporção de NV ocorridos em hospital foi superior (99,8%) e a de NV em domicílio foi de apenas 0,2%.

Tabela 1- Número e proporção de nascidos vivos segundo o local de ocorrência dos nascimentos

Local	N	%
Hospital	20756	98,9
Outro estab. de saúde	45	0,2
Domicílio	160	0,8
Outros locais	14	0,1
Total ^a	20975	100,0

^a foram excluídos 6 casos sem informação sobre o local de ocorrência do nascimento

Como tem sido observado no decorrer dos últimos anos, o local de nascimento das crianças em área urbana é indiscutivelmente o hospital na quase totalidade dos casos, o que justifica a implementação do SINASC como um sistema de informações sobre nascidos vivos que privilegia o hospital como o gerador das DNs.

- Sexo

Os nascidos vivos do sexo masculino foram 51,1%, enquanto os do sexo feminino foram 48,9% (Tabela 2). A razão de masculinidade observado foi de 1045 recém-nascidos do sexo masculino para cada grupo de 1000 recém-nascidos do sexo feminino.

Proporções muito semelhantes foram observadas por Almeida (1994) que encontrou uma razão de masculinidade da ordem de 1061 recém-nascidos do sexo masculino para cada grupo de 1000 recém-nascidos do sexo feminino.

Tabela 2 - Número e proporção de nascidos vivos segundo o sexo

Sexo	N	%
Masculino	10698	51,1
Feminino	10234	48,9
Total ^a	20932	100,0

^a foram excluídos 49 NV sem informação sobre o sexo

- Peso ao nascer

A distribuição dos nascidos vivos em relação ao peso ao nascer encontra-se descrita na Tabela 3. Utilizando-se o critério da Organização Mundial da Saúde (OMS) que

classifica como baixo peso ao nascer os RN com peso inferior a 2500 g e peso adequado ao nascer os RN com peso igual ou superior a 2500 g, observou-se uma proporção de baixo peso ao nascer de 6,8%. A média de pesos dos nascidos vivos foi de 3205,7 g com desvio padrão de 510 g e um peso mediano de 3200 g.

Comparando-se os dados sobre peso ao nascer com outros estudos observou-se que o peso ao nascer médio e mediano foi semelhante ao encontrado por Almeida (1994) para os nascidos vivos ocorridos e residentes no município de Santo André-SP.

Tabela 3 - Número e proporção de nascidos vivos segundo categorias de peso ao nascer

Peso	N	%
< 1000 g	37	0,2
1000-1499 g	80	0,4
1500-1999 g	261	1,3
2000-2499 g	1020	4,9
2500-2999 g	4684	22,6
3000-4499 g	14532	70,1
>=4500g	129	0,6
Total ^a	20743	100,0

^a foram excluídos 238 NV sem informações sobre peso ao nascer

A proporção de baixo peso observada em Goiânia quando comparada a outros estudos que utilizaram como fonte de dados o SINASC foi idêntica à de Santo André-SP (Almeida, 1994), inferior à de Belo Horizonte, que foi de 10,6% (Rodrigues et al. 1995) e inferior à de Porto Alegre, que foi de 9,3% (Aerts et. al., 1995). Comparando-se com outros estudos cuja fonte de dados não foi a DN, observou-se para Pelotas-RS uma proporção de 8,1% para nascidos vivos em 1982 (Barros et al., 1987a) e de 9,1% para os nascidos vivos em

1993 (Victora et al., 1996), de 7,0% em uma coorte de nascidos vivos hospitalares em Maringá-PR no ano de 1989 (Souza & Gotlieb, 1993).

A proporção de baixo peso ao nascer para a coorte de nascidos vivos em 1983 nos Estados Unidos foi de 6,8% (Overpeck et al., 1992).

- Duração da gestação

A duração da gestação para a coorte de nascidos vivos encontra-se descrita na Tabela 4. Considerando-se como RN pré-termo os nascidos com menos de 37 semanas e como pós-datismo os nascidos vivos com 42 semanas de gestação e mais, a proporção de NV prematuros foi de 4,4% e a de pós-datismo foi de 2,0%. Para o município de Santo André estas proporções foram, respectivamente, de 5,3% e 0,5% (Almeida, 1994).

Outros estudos utilizando a DN como fonte de dados encontraram as seguintes proporções de nascidos vivos prematuros: 5,8% em Belo Horizonte, no período de 1992-94 (Rodrigues et al., 1995) e 6,8% em Porto Alegre, no ano de 1993 (Aerts et al., 1995).

Tabela 4 - Número e proporção de nascidos vivos segundo as categorias de duração da gestação

Gestação	N	%
<= 36 semanas	899	4,4
37-41 semanas	19210	93,6
>=42 semanas	413	2,0
Total ^a	20522	100,0

^a foram excluídos 459 NV sem informação sobre a duração da gestação.

Comparações com outros países mostraram que, para os Estados Unidos, nas últimas décadas, existe uma tendência ascendente na proporção de nascidos vivos prematuros, apresentando uma proporção em torno de 10,2% na coorte de nascidos vivos de 1988. Na Suécia, 6,1% para o ano de 1981, 5,1% para o Reino Unido nos anos 1979 a 1983 e de 4,8% na França (Berkowitz & Papiernik, 1993). Para a Região Nordeste da Finlândia esta proporção para a coorte de nascidos vivos em 1985-1986 foi de 4,8%.

Peso ao nascer e duração da gestação

O cruzamento das variáveis peso ao nascer e duração da gestação mostrou que 63,3% dos nascidos vivos prematuros (menor que 37 semanas) apresentavam baixo peso ao nascer, enquanto que para os nascidos vivos de termo esta proporção foi de 4,1% (Tabela 5), mostrando uma coerência dos dados da DN. Considerando como RN pequeno para a idade gestacional (PIG) os nascidos vivos de baixo peso (menor que 2500 g) e com idade gestacional igual ou superior a 37 semanas (Almeida, 1994), observou-se um percentual de 60% de nascidos vivos PIG entre os nascidos com baixo peso. A proporção de PIG para Santo André no primeiro semestre de 1992 foi de 49,5% (Almeida, 1994).

Tabela 5 - Nascidos vivos segundo o peso ao nascer e duração da gestação.

Peso ao Nascer	Duração da gestação				Total
	< 37 semanas		>= 37 semanas		
	N	%	N	%	
< 2500 g	537	40,0	804	60,0	1341
>= 2500 g	311	1,6	18672	98,4	18983
Total ^a	848	4,2	19476	95,8	20324

^a foram excluídos 657 NV com informações sobre peso e/ou duração da gestação ignorados.
 $\chi^2 = 4611,2$ gl(1) $p < 0,01$.

- Tipo de gravidez

Para 98%, dos NV, a gravidez foi única enquanto que para 2,0%, a gravidez foi múltipla (Tabela 6). Resultados semelhantes foram encontrados para a coorte de nascidos vivos no primeiro semestre de 1992 no município de Santo André-SP (Almeida, 1994) e para a coorte de nascimentos em Pelotas-RS no ano de 1993 (Victora et al., 1996).

Tabela 6 - Número e proporção de nascidos vivos segundo o tipo de gravidez

Tipo de Gravidez	N	%
Múltipla	416	2,0
Única	20398	98,0
Total ^a	20814	100,0

^a foram excluídos 167 NV sem informações sobre tipo de gravidez.

- Categoria do hospital de nascimento

A distribuição dos NV com relação à categoria do hospital foi a seguinte: para 21,5% dos nascidos vivos, o parto ocorreu em hospitais públicos estatais; para 54,9%, o parto ocorreu em hospital privado ou filantrópico conveniado ou contratado pelo Sistema Único de Saúde (SUS) e para 23,6%, o parto ocorreu em hospital privado não conveniado com o SUS (Tabela 7). Aproximadamente 76,4% dos NV tiveram o parto custeado pelo SUS.

A proporção de nascimentos em hospitais públicos estatais observada para Goiânia foi superior à observada por Almeida (1994) no município de Santo André. A provável explicação para esse fato é a diferença na composição da população nas duas cidades, além da própria configuração da rede de serviços hospitalares. Santo André é um

município industrializado com um maior contingente da população economicamente ativa vinculado ao setor formal de emprego e com maior acesso a sistema supletivo de atendimento à saúde.

Tabela 7 - Número e proporção de nascidos vivos segundo a categoria do hospital de nascimento

Categoria do hospital	N	%
Público estatal	4461	21,5
Privado ou filantrópico contratado pelo SUS	11374	54,9
Privado não contratado pelo SUS	4883	23,6
Total ^a	20718	100,0

^a foram excluídos 225 NV cujo local de ocorrência do nascimento não foi o hospital e 38 NV sem informação sobre o tipo de hospital.

Categoria do hospital de nascimento e peso ao nascer

A proporção de NV com baixo peso ao nascer foi duas vezes maior para os nascidos em hospital público estatal quando comparado aos nascidos em hospital privado ou filantrópico contratado ou não pelo SUS. Não há uma distinção entre a proporção de baixo peso ao nascer nos NV nas duas categorias de hospitais privados (Tabela 8).

- Tipo de parto

Conforme descrição apresentada na Tabela 9, observa-se que, para 55,4% dos nascidos vivos, o parto foi operatório, índice bastante superior aos índices recomendados pela Organização Mundial de Saúde.

Tabela 8 - Nascidos vivos segundo a categoria do hospital de nascimento e peso ao nascer

Categoria do Hospital	< 2500 g		≥ 2500 g		Total
	N	%	N	%	
Público estatal	513	11,6	3902	88,4	4415
Privado contratado pelo SUS	627	5,6	10646	94,4	11273
Privado não contratado pelo SUS	246	5,1	4614	94,9	4860
Total^a	1386	6,7	19162	93,3	20548

^a foram excluídos 208 NV sem informações de peso e/ou hospital.

$\chi^2 = 213,8$ gl (2) $p < 0,01$.

No estudo de Almeida (1994) a proporção de nascidos vivos nascidos por parto operatório foi de 50,2%. Para Porto Alegre esta proporção foi de 33,5% (Aerts et al., 1995) e em Belo Horizonte em torno de 40% (Rodrigues et al., 1995).

Comparando-se com outros países, observa-se uma proporção de cesarianas bastante acima das médias mundiais. A proporção de parto operatório nos Estados Unidos foi de 5,3%, em 1968, 18,5%, em 1982 e 24,1%, em 1991. Para o ano de 1982 a taxa de cesariana na Inglaterra e País de Gales foi de 10,1% e de 5,3% nos Países Baixos (Notzon et al., 1987). Existe uma tendência mundial de aumento das taxas de cesarianas nos países desenvolvidos que podem ser atribuídas a mudanças no perfil das parturientes, como idade mais avançada, incremento no índice de massa corporal e a mudanças nas características do trabalho dos profissionais obstetras, entre outras (Joffe et al., 1994). No Brasil, o determinante principal parece ser a própria organização do trabalho médico, aliada a um processo de medicalização da sociedade que, juntos, induzem a excessiva taxa de cesarianas.

Tabela 9 - Número e proporção de nascidos vivos segundo o tipo de parto

Tipo de parto	N	%
Operatório	11554	55,4
Espontâneo	9246	44,3
Outros	72	0,3
Total ^a	20872	100,0

^a foram excluídos 109 NV sem informação sobre tipo de parto.

Tipo de parto e peso ao nascer

Existe uma correlação inversa entre a categoria de peso ao nascer e o tipo de parto espontâneo. À medida que aumenta o peso ao nascer, diminui a proporção de nascidos vivos nascidos de parto espontâneo e, de forma complementar, aumenta a proporção de NV por parto operatório (Tabela 10). Tendência semelhante foi observada por Almeida (1994).

Tabela 10 - Nascidos vivos segundo o peso ao nascer e tipo de parto

Peso ao nascer	Espontâneo		Operatório		Total
	N	%	N	%	
< 1000 g	30	83,3	6	16,7	36
1000-1499 g	50	62,5	30	37,5	80
1500-1999 g	142	54,8	117	45,2	259
2000-2499 g	561	55,3	453	44,7	1014
2500-2999 g	2343	50,3	2312	49,7	4655
3000-4499 g	5950	41,3	8460	58,7	14410
>= 4500 g	35	27,6	92	72,4	127
Total ^a	9111	44,3	11470	55,7	20581

^a foram excluídos 400 NV sem informações sobre peso e/ou tipo de parto.

$X^2 = 230,6$ gl(6) $p < 0,01$.

Tipo de parto e categoria do hospital de nascimento

Nos hospitais privados não contratados pelo SUS a proporção de nascidos vivos por parto operatório atinge níveis bastante elevados da ordem de 81,4% (Tabela 11).

Tabela 11 - Nascidos vivos segundo a categoria do hospital e tipo de parto

Categoria do Hospital	Espontâneo		Operatório		Total
	N	%	N	%	
Público	3241	73,6	1165	26,4	4406
Privado com SUS	4903	43,5	6376	56,5	11279
Privado não SUS	903	18,6	3961	81,4	4864
Total ^a	9047	44,0	11502	56,0	20621

^a foram excluídos 63 NV sem informações de tipo de parto e/ou hospital de nascimento e 72 NV nascidos por outros tipos de parto.

$X^2 = 2840,3$ gl(2) $p < 0,01$.

- Idade da mãe

A distribuição dos NV no que se refere a idade da mãe é apresentada na Tabela 12. A média de idade das mães para os nascidos vivos foi de 24 anos (IC 95% 23,9–24,1).

Estudo de Almeida (1994) observou proporções mais elevadas para os nascidos vivos de mães com idade inferior a 15 anos (1,6%) e de mães com 35 anos e mais (8,5%). Os estudos de Rodrigues et al. (1995) e Victora et al. (1996) observaram proporções de nascidos vivos de mães com idade inferior a 20 anos de 14,7% e 17,4%, respectivamente.

Tabela 12 - Número e proporção de nascidos vivos segundo a idade da mãe

Idade da Mãe	N	%
< 15 anos	128	0,6
15-19 anos	4382	21,4
20-34 anos	15001	73,3
>= 35 anos	942	4,6
Total ^a	20453	100,0

^a foram excluídos 528 NV sem informação sobre idade da mãe.

Idade da mãe e peso ao nascer

A menor proporção de baixo peso ao nascer ocorreu nos nascidos vivos de mães com idade de 20 a 34 anos, enquanto as maiores proporções ocorreram nos nascidos vivos de mães com idade inferior a 15 anos (Tabela 13).

Estudo de Almeida (1994) observou tendência semelhante, porém com proporções mais elevadas de nascidos vivos com baixo peso ao nascer no grupo de mães menores de 15 anos e no grupo de mães com idade de 35 anos e mais.

Tabela 13 - Nascidos vivos segundo a idade da mãe e peso ao nascer

Idade da Mãe	< 2500 g		>= 2500 g		Total
	N	%	N	%	
< 15 anos	12	9,6	113	90,4	125
15-19 anos	326	7,5	4013	92,5	4339
20-34 anos	949	6,4	13900	93,6	14849
>= 35 anos	82	8,9	840	91,1	922
Total ^a	1369	6,8	18866	93,2	20235

^a foram excluídos 746 NV sem informações sobre peso e/ou idade da mãe.

$\chi^2 = 15,4$ gl(3) $p < 0,01$.

Idade da mãe e região de residência

Conforme a Tabela 14, a proporção de nascidos vivos de mãe adolescente jovem (menor de 20 anos) foi mais elevada nas regiões Mendanha e Noroeste, com percentuais de 28,1% e 33,7%, respectivamente. A região com a menor proporção de nascidos vivos de mãe neste grupo etário foi a região Central com 16,3% dos NV.

Tabela 14 - Nascidos vivos segundo a idade da mãe e região de residência

Região	< 20 anos		≥ 20 anos		Total
	N	%	N	%	
Central	823	16,3	4228	83,7	5051
Sul	497	22,0	1765	78,0	2262
Sudoeste	355	19,1	1503	80,9	1858
Oeste	497	23,0	1668	77,0	2165
Mendanha	526	28,1	1344	71,9	1870
Noroeste	431	33,7	848	66,3	1279
Norte	249	22,1	876	77,9	1125
Meia Ponte	352	19,7	1433	80,3	1785
Leste	585	25,8	1680	74,2	2265
Total^a	4315	21,9	15345	78,1	19660

^a foram excluídos 1321 NV sem informações sobre região e/ou idade da mãe.
 $\chi^2 = 274,2$ gl(8) $p < 0,01$.

- Grau de instrução da mãe

A distribuição dos NV com relação ao grau de instrução da mãe apresenta-se descrita na Tabela 15. A categoria *primeiro grau incompleto* foi a que concentrou a maioria dos recém-nascidos, com um percentual de 47,7%. Uma explicação para essa concentração é que essa categoria engloba aproximadamente oito anos de escolaridade nas duas fases do primeiro grau, o que para a nossa realidade representa um grande contingente da população.

Outro aspecto referente a informação sobre o grau de instrução da mãe que merece ser ressaltado é que, na forma como a variável é colhida na DN, não há distinção entre segundo grau completo ou incompleto e nível superior completo ou não completo.

Tabela 15 - Número e proporção de nascidos vivos segundo o grau de instrução da mãe

Grau de instrução	N	%
Nenhuma	640	3,3
I Grau incompleto	9376	47,7
I Grau completo	3401	17,3
II Grau	4683	23,8
Superior	1556	7,9
Total ^a	19656	100,0

^a foram excluídos 1325 NV sem informação sobre o grau de instrução da mãe.

Em comparação com outros estudos que utilizaram a DN como fonte de dados, o estudo de Almeida (1994), por exemplo, observou uma proporção de nascidos vivos de mães com *nenhum* grau de instrução idêntica a encontrada nessa pesquisa, porém a proporção para NV de mães com *primeiro grau incompleto* foi mais elevada e a dos NV de mães de nível *superior* foi inferior. O estudo de Aerts et al. (1995) observou que para 45,5% dos NV a mãe não apresentava *primeiro grau completo*, índice inferior ao observado para a coorte de Goiânia.

Grau de instrução da mãe e peso ao nascer

A proporção de nascidos vivos com baixo peso ao nascer diminuiu à medida que aumentou o grau de instrução da mãe. Para os NV de mães com nenhuma instrução esta proporção foi de 9,0%, enquanto que para os NV de mãe com grau de instrução superior foi de 4,4% (Tabela 16).

Tabela 16 - Nascidos vivos segundo o grau de instrução da mãe e peso ao nascer

Instrução da mãe	< 2500 g		≥ 2500 g		Total
	N	%	N	%	
Nenhuma	57	9,0	575	91,0	632
I Grau incompleto	728	7,8	8559	92,2	9287
I Grau completo	212	6,3	3157	93,7	3369
II Grau	256	5,5	4380	94,5	4636
Superior	68	4,4	1478	95,6	1546
Total ^a	1321	6,8	18149	93,2	19470

^a foram excluídos 1511 NV sem informações de peso e/ou instrução da mãe.

$\chi^2 = 48,2$ gl(4) $p < 0,01$.

Almeida (1994) encontrou tendência semelhante, porém com resultados estatisticamente não significativos. A autora ressalta que a forma como a informação é colhida na DN não confere um poder discriminatório ao nível de instrução da mãe. Como assinalado anteriormente, algumas categorias englobam um grande número de anos de escolaridade e em outras não se distingue se determinado nível está completo ou não. No entanto, mesmo considerando essas limitações, percebe-se diferenciais importantes utilizando-se as categorias de nível de instrução presentes na DN.

Grau de instrução da mãe e região de residência

A proporção de nascidos vivos de mães com níveis de instrução inadequado – nenhuma instrução ou primeiro grau incompleto – foi elevada na região Noroeste (81,8%), Mendanha (66,2%) e Leste (61,5%), enquanto na região Central esta proporção foi de 30,8% (Tabela 17).

Tabela 17 - Nascidos vivos segundo o grau de instrução da mãe e a região de residência

Região	Inadequado ^a		Adequado		Total
	N	%	N	%	
Central	1503	30,8	3379	69,2	4882
Sul	1196	53,8	1026	46,2	2222
Sudoeste	812	45,6	967	54,4	1779
Oeste	1131	55,0	925	45,0	2056
Mendanha	1169	66,2	598	33,8	1767
Noroeste	971	81,8	216	18,2	1187
Norte	577	52,5	522	47,5	1099
Meia Ponte	845	49,5	863	50,5	1708
Leste	1346	61,5	843	38,5	2189
Goiânia ^b	9550	50,6	9339	49,4	18889

^a *instrução adequada*: quando a mãe apresenta primeiro grau completo ou mais e *inadequada*, quando a mãe apresenta nenhum grau ou primeiro grau incompleto.

^b foram excluídos 2092 NV sem informações sobre região e/ou grau de instrução.
 $\chi^2 = 1549,1$ gl(8) $p < 0,01$.

Grau de instrução da mãe e categoria do hospital de nascimento

Do total de nascidos vivos em hospitais públicos estatais, 77,4% nasceram de mães com nível de instrução inadequado, enquanto os nascidos em hospitais privados não contratados pelo SUS somam apenas 12% dos NV (Tabela 18).

Tabela 18 - Nascidos vivos segundo a categoria do hospital e o grau de instrução da mãe

Hospital	Inadequado ^a		Adequado		Total
	N	%	N	%	
Público	3383	77,4	986	22,6	4369
Privado com SUS	5931	57,3	4416	42,7	10347
Privado sem SUS	569	12,0	4154	88,0	4723
Total^b	9883	50,8	9556	49,2	19439

^a *instrução adequada*: a mãe tem primeiro grau completo ou mais e *inadequada*: mãe apresenta nenhum grau ou primeiro grau incompleto.

^b foram excluídos 1317 NV sem informação sobre hospital e/ou grau de instrução da mãe.

$\chi^2 = 4253,8$ gl(2) $p < 0,01$.

- Região de residência

Os NV distribuíram-se, com relação à região de residência, da seguinte forma: para 25,6% dos NV, a região de residência foi a região Central; 11,6% residiam na região Sul; 9,4% na região Sudoeste; 11,0% na região Oeste; 9,6% na região Mendanha; 6,5% na região Noroeste; 5,7% na região Norte; 9,1% na região Vale do Meia Ponte e 11,57% na região Leste.

2. A probabilidade de morte infantil na coorte de nascidos vivos

Como foi descrito na seção “Metodologia”, a probabilidade de morte foi a medida de frequência de mortalidade utilizada nesta pesquisa. Esta medida traduz o risco que um nascido vivo têm de vir a morrer antes de completar um ano de vida ou, para os componentes neonatal e pós-neonatal, a probabilidade de morrer antes de completar 28 dias

de vida e a probabilidade de morrer após 27 dias e antes de completar 365 dias de vida, respectivamente. O risco relativo representa a razão entre a probabilidade de morte entre os expostos a um determinado fator e os não expostos a este mesmo fator, medindo a magnitude da associação existente entre esse fator e a probabilidade de morte.

Antes de abordar a análise da probabilidade de morte na coorte de nascidos vivos em 1992 segundo a exposição às variáveis investigadas, é importante comparar as taxas de mortalidade infantil obtidas pelo método usual do ano calendário com a probabilidade de morte (q).

As medidas foram calculadas em duas situações:

a) pelo método tradicional de cálculo da taxa de mortalidade infantil nos serviços de saúde sem as correções no numerador e denominador efetuadas nesse estudo: a de mortalidade infantil foi de 19,9 (436/21963) óbitos por mil nascidos vivos;

b) utilizando a probabilidade de morte antes de completar um ano de vida na coorte de NV no ano de 1992 realizando-se as correções no numerador e denominador (exclusão dos óbitos nascidos no ano de 1991, inclusão dos óbitos de nascidos vivos no ano de 1992, porém ocorridos no ano de 1993, inclusão dos óbitos identificados pelo estudo durante investigação hospitalar, exclusão dos sobreviventes e óbitos cujos nascimentos ocorreram fora do município de Goiânia e exclusão dos óbitos de não residentes em Goiânia codificados como tal pela equipe do SIM): a probabilidade de morte antes de completar um ano foi de 16,9 (354/20981) por mil.

Excluindo-se os cinco óbitos identificados através de investigação hospitalar e os sete óbitos não pareados no processo de vinculação entre a DN e a DO, a probabilidade de morte infantil na coorte foi de 16,3 (342/20981) óbitos por mil nascidos vivos. Dessa forma, a coorte de nascidos vivos em 1992 foi constituída de 20981 nascidos vivos, sendo que, destes, 342 crianças foram a óbito antes de completar um ano de vida e os demais – 20639 recém-nascidos – sobreviveram ao primeiro ano de vida (Tabela 19).

A taxa de mortalidade infantil apresenta valores superiores ao da probabilidade de morte devido aos seguintes aspectos: (a) o número de óbitos ocorridos em 1992, cujo nascimento ocorrera em 1991, foi maior que o número de óbitos de nascidos vivos em 92 que ocorreram em 1993, (b) devido a exclusão dos óbitos de não residentes em Goiânia codificados como tal e (c) devido a exclusão dos óbitos e sobreviventes nascidos em outros municípios.

Tabela 19 - Nascidos vivos segundo a categoria sobreviventes ou óbitos

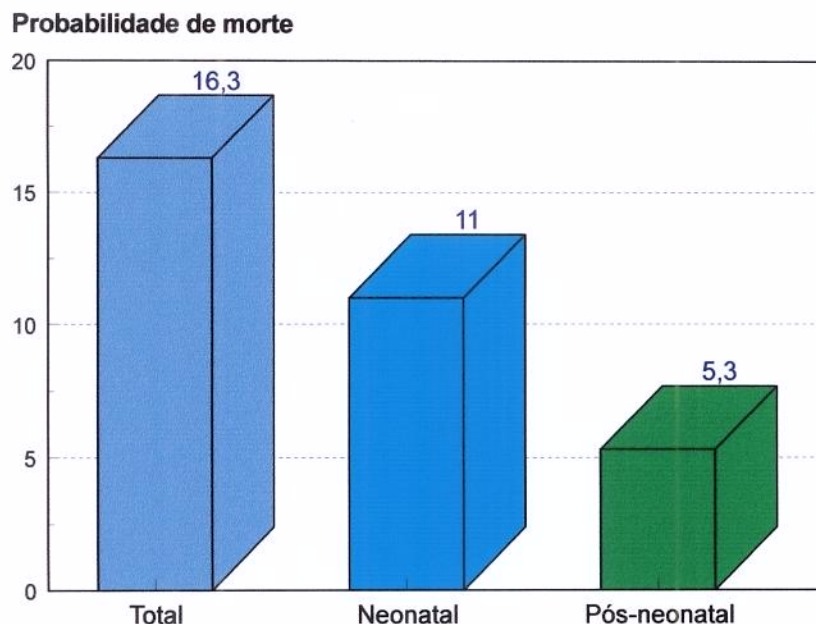
Categoria	N	%
Sobrevivente	20639	98.4
Óbito	342	1.6
Total	20981	100,0

2.1 Probabilidade de morte segundo a idade

Dos 342 óbitos infantis, 231 (67,5%), ocorreram no período neonatal – antes de 28 dias de vida – e 111 (32,5%), ocorreram no período pós-neonatal – 28 dias de vida até 364 dias de vida. A probabilidade de morte foi de 11,0 por mil, para o período neonatal e de 5,3 por mil, para o período pós-neonatal (Figura 2).

Dentre os 231 óbitos neonatais, 30,3% ocorreram antes de completar 24 horas de vida, 48,9% ocorreram entre o primeiro e sexto dias de vida e os 20,8% restantes ocorreram entre o sétimo e o 27º dia de vida. A distribuição dos 111 óbitos pós-neonatais com relação à idade foi a seguinte: 73,0% ocorreram entre 28 dias e 180 dias de vida e os 27,0% restantes ocorreram após os seis meses de vida (Figura 3).

Figura 2 - Probabilidade de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal

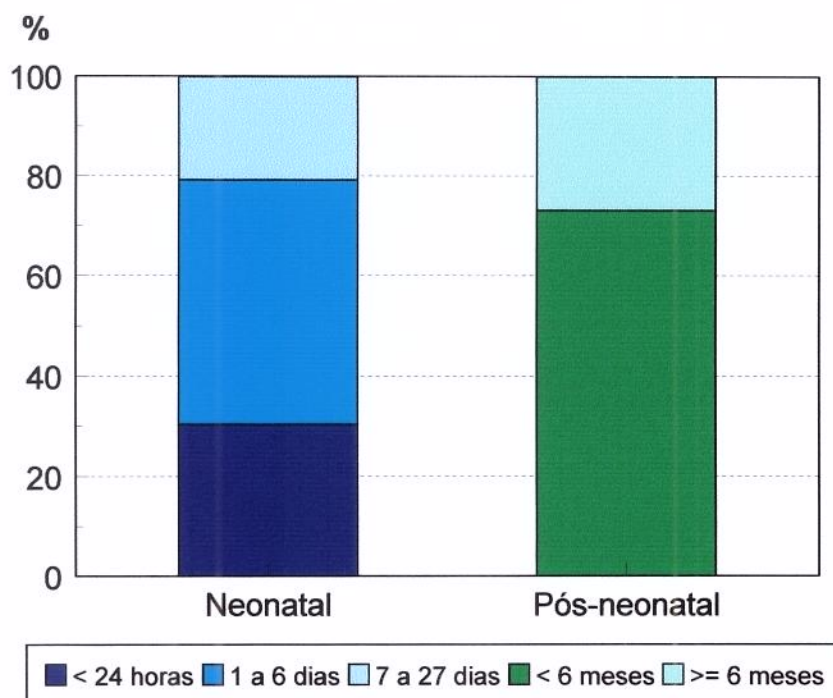


No estudo dos óbitos infantis ocorridos na coorte de nascidos vivos em Maringá-PR, observou-se que 77,3% dos óbitos infantis ocorreram no período neonatal (Souza & Gotlieb, 1993). Barros et al. (1987a), estudando a mortalidade infantil na coorte de nascidos vivos no ano de 1982 em Pelotas-RS, observaram que 57,2% dos óbitos infantis ocorreram no período neonatal.

No estudo de Almeida (1994), a proporção de óbitos neonatais foi mais elevada nas primeiras 24 horas de vida (54,4%) e bastante inferior no período neonatal tardio, ou seja, entre 7 a 27 dias de vida (9,1%).

Comparando-se os dados sobre a probabilidade de morte infantil em Goiânia com os de outras cidades, observou-se que: para Maringá, a probabilidade de morte infantil na coorte de nascidos vivos, em 1989, foi de 19,9 por mil nascidos vivos, sendo de 15,4 no período neonatal e de 4,5 no período pós-neonatal (Souza & Gotlieb, 1993); em Pelotas-RS, a

Figura 3 - Óbitos infantis nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo a idade do óbito



probabilidade de morte infantil na coorte de nascidos vivos, no ano de 1993, foi de 21,1 por mil, sendo de 14,3 no período neonatal e de 6,9 no pós-neonatal (Victoria et al., 1996); para Santo André-SP, a probabilidade de morte no período neonatal foi de 17,1 por mil (Almeida, 1994) e, em Porto Alegre, no ano de 1993, a probabilidade de morte neonatal foi de 9,0 por mil (Aerts et al., 1995).

Para o município de São Paulo, no ano de 1992, a taxa de mortalidade infantil foi de 26,6, sendo de 16,9 no período neonatal e de 9,71 no período pós-neonatal (Ortiz & Camargo, 1994). As taxas de mortalidade infantil em alguns países desenvolvidos selecionados para comparação no ano de 1992 são as seguintes: 7,5 por mil nascidos vivos na Áustria; 6,5 na Dinamarca; 5,2 na Finlândia; 9,3 em Portugal; 6,6 no Reino Unido e 4,5 no

Japão (OMS, 1993). Os índices de Goiânia foram bastante superiores ao observado para esses países, evidenciando um grande potencial de redução.

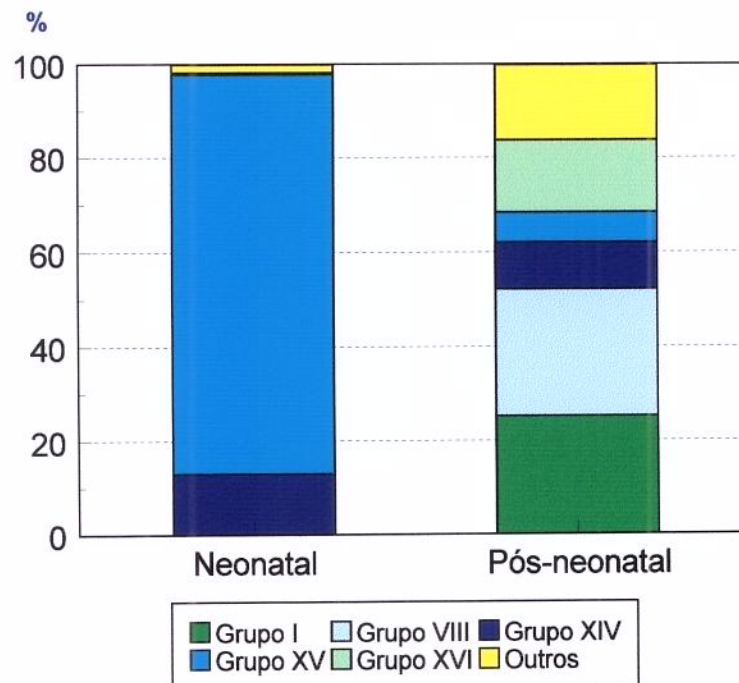
2.2. Probabilidade de morte segundo a causa básica do óbito

A categorização da causa básica de morte dos nascidos vivos que evoluíram para o óbito segundo os 17 grandes grupos de causa da classificação internacional de doenças (CID-9) mostrou a seguinte distribuição: o grupo *algumas afecções originadas no período perinatal* foi responsável por 84,8% dos óbitos neonatais e por 6,3% dos pós-neonatais; o grupo *anomalias congênicas* foi responsável por 13,0% dos óbitos neonatais e por 9,9% dos pós-neonatais; o grupo *doenças do aparelho respiratório* foi responsável por 27,2% dos óbitos pós-neonatais; o grupo *doenças infecciosas e parasitárias* foi responsável por 25,2% dos óbitos pós-neonatais e o grupo *sintomas, sinais e afecções mal definidas* por 0,4% dos óbitos neonatais e por 15,3% dos pós-neonatais. Os demais grupos foram responsáveis por 1,7% dos óbitos neonatais restantes e por 16,2% dos pós-neonatais (Figura 4).

A probabilidade de morte infantil no período neonatal foi maior para o grupo das *causas perinatais* e em segundo lugar o grupo das *anomalias congênicas*. No período pós-neonatal, o perfil de causas é diferenciado, sendo o grupo de causas com maior risco de morte, *doenças do aparelho respiratório*, com destaque para a causa *pneumonias*; em segundo lugar, o grupo das *doenças infecciosas e parasitárias*; em terceiro, o grupo das *causas mal definidas*, principalmente *morte sem assistência médica* e em quarto lugar, o grupo das *anomalias congênicas* (Tabela 20).

Os estudos de Almeida (1994) e Souza & Gotlieb (1993) observaram distribuição semelhante no perfil de grupos de causas no período neonatal. Com relação aos óbitos ocorridos no período pós-neonatal, o perfil de Maringá é diferenciado. Enquanto para Goiânia os principais grupos de óbitos em ordem decrescente de importância foram *doenças*

Figura 4 - Óbitos infantis nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo os grupos de causa básica de óbito



do aparelho respiratório, doenças infecciosas e parasitárias, sinais e sintomas mal definidos e anomalias congênitas, no município de Maringá, as causas mais importantes foram anomalias congênitas, causas externas e doenças do aparelho respiratório.

No Reino Unido, para o ano de 1992, a proporção de óbitos infantis no período neonatal foi superior no grupo das anomalias congênitas e no grupo das mal definidas, enquanto no período pós-neonatal a proporção de óbitos foi maior nos grupos mal definidas, anomalias congênitas e causas perinatais. No Japão, no mesmo ano, ocorre um padrão semelhante ao observado para o Reino Unido (OMS, 1993). O estudo de Semenciw et al. (1986) observou que as principais causas de morte infantil no período pós-neonatal no Canadá no período 1978 a 1979 são as causas mal definidas, anomalias congênitas e doenças do aparelho respiratório. Há que se ressaltar que os altos percentuais de óbitos observados no

grupo das mal definidas nesses países foram codificados como *síndrome da morte súbita na infância* (CID 798.0).

Tabela 20 - Proporção de óbitos infantis e probabilidade de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo os grupos de causa de óbito ^a.

Grupo de causas	Neonatal		Pós-neonatal	
	%	q	%	q
I - Doenças infecciosas e parasitárias	0,0	0,0	100,0	133,5
Infecções intestinais mal definidas	0,0	0,0	35,7	47,7
Septicemias	0,0	0,0	50,0	66,7
Outras	0,0	0,0	14,3	19,1
VIII - Doenças do aparelho respiratório	0,0	0,0	100,0	143,0
Pneumonias	0,0	0,0	90,0	128,7
Outras	0,0	0,0	10,0	14,3
XIV - Anomalias congênicas	100,0	143,7	100,0	195,4
Anomalias do coração e aparelho circulatório	36,7	52,7	63,6	85,8
Outras	63,3	91,3	36,4	109,6
XV - Algumas afecções originadas no período perinatal	100,0	939,1	100,0	967,5
Síndrome de angustia respiratória (769)	37,8	354,6	0,0	352,7
Outras afecções respiratórias do feto e RN (770)	26,0	244,4	14,3	247,8
Infecções específicas do período perinatal (771)	11,7	110,2	71,4	133,5
Hipóxia intra-uterina e asfixia ao nascer (768)	9,2	86,2	0,0	85,8
Prematuridade (765)	6,6	62,3	14,3	66,7
Outras	8,7	81,5	0,0	81,0
XVI - Afecções mal definidas	100,0	4,8	100,0	85,8
Morte sem assistência médica	100,0	4,8	70,6	62,0
Outras	0,0	0,0	29,4	23,8
Outros Grupos	100,0	-	100,0	-
Total	100,0	1106,9	100,0	1630,0

^a probabilidade de morte (q) por 100 000 nascidos vivos.

Analisando a probabilidade de morte por grupo de causas, o estudo de Almeida (1994) observou uma distribuição de riscos de morte infantil no período neonatal segundo grupos de causas semelhantes; no entanto, a magnitude dos riscos foi maior no município de Santo André-SP. Uma diferença que deve ser ressaltada é quanto aos riscos dentro do grupo das causas perinatais, em que a probabilidade *por síndrome de angústia respiratória* (CID 769) foi bem superior no município de Goiânia.

O estudo de Souza & Gotlieb (1993) apresentou a maior probabilidade de morte infantil para o grupo de *causas perinatais* e, em segundo lugar, as *anomalias congênitas*. Já o terceiro grupo de causas com maior risco de morte infantil foi o grupo de *causas externas* e o quarto, o grupo de causas *mal definidas*, ou seja, um padrão diverso do observado para Goiânia.

Para o município de São Paulo, no ano de 1992, os grupos de causas de morte infantil de maior risco foram, em ordem decrescente de importância: as *causas perinatais*, as *doenças do aparelho respiratório*, as *anomalias congênitas* e as *doenças infecciosas e parasitárias*. A magnitude dos riscos para esses quatro grupos foi superior à observada para Goiânia, com destaque para as *doenças do aparelho respiratório* que apresentou risco 3,4 vezes mais elevado no município de São Paulo quando comparado a Goiânia.

Comparando-se a probabilidade de morte por grupos de causas observada em Goiânia com coeficientes de mortalidade em alguns países selecionados, observou-se o seguinte quadro: O risco de morte infantil em Goiânia por doenças infecciosas e parasitárias foi 1,8, 12,1 e 10,9 vezes maior do que os de Costa Rica, Reino Unido e Japão, respectivamente. O risco de morte infantil por doenças do aparelho respiratório foi semelhante ao de Costa Rica, porém foi bem superior ao dos outros dois países. O risco de morte infantil por causas perinatais em Goiânia foi 1,6, 2,9 e 7,7 vezes maior do que o de Costa Rica, Reino Unido e Japão, respectivamente. A comparação com outros países mostra que, apesar de Goiânia apresentar riscos inferiores ou semelhantes a outros municípios da região Sul e

Sudeste do país, a mortalidade infantil total e por grupos de causas apresenta grande potencial de redução, considerando-se como níveis ideais a serem atingidos os de países como o Japão e Reino Unido (Tabela 21).

Um aspecto que deve ser ressaltado é o diferencial dos riscos no grupo de causas perinatais, que é a principal causa de óbito no período neonatal. Este é considerado por alguns autores (Ferreira, 1990) como sendo um conjunto de causas endógenas e, portanto, sem relação direta com as condições sócio-econômicas da população – o que pode ser questionado quando se observam riscos muito superiores em Goiânia, por exemplo, quando comparado com países da Europa. O que mostra uma influência considerável de fatores ambientais e de assistência, relacionados com os cuidados dispensados ao recém-nascido no grupo das causas perinatais sabidamente mais associadas ao óbito infantil no período neonatal.

Tabela 21 - Probabilidade de morte infantil em Goiânia e taxa de mortalidade infantil por grupo de causas em países selecionados ^a

Grupo de causas	Costa Rica	Reino Unido	Japão	Goiânia
	TMI	TMI	TMI	q
I - Doenças infecciosas e parasitárias	72,7	11,0	12,3	133,5
VIII - Doenças do aparelho respiratório	150,4	22,0	18,2	143,0
XIV - Anomalias congênitas	382,2	156,2	168,7	195,4
XV - Algumas afecções originadas no período perinatal	622,6	327,8	126,2	967,5
XVI - Afecções mal definidas	41,9	73,6	40,5	85,8
Total	1383,3	658,2	453,0	1630,0

^a taxas de mortalidade infantil e probabilidade de morte (q) por 100 000 nascidos vivos.

Analisando as causas específicas dentro de cada grande grupo, observou-se que no grupo das *doenças infecciosas e parasitárias*, 100% dos óbitos ocorreram no período pós-neonatal, sendo que as principais causas foram as *septicemias* (CID 038) e as *infecções intestinais mal definidas* (CID 009).

No grupo das *doenças do aparelho respiratório*, todos os óbitos ocorreram no período pós-neonatal e a quase totalidade dos óbitos deveu-se a causa *pneumonias* (CID 480 a 486).

No grupo *anomalias congênitas*, 73,2% dos óbitos ocorreram no período neonatal e 26,8% no pós-neonatal. As principais causas foram: *anomalias do coração e aparelho circulatório*.

No grupo *causas perinatais*, 96,6% dos óbitos ocorreram no período neonatal, sendo que as principais causas básicas foram: *síndrome de angústia respiratória* (CID 769), *outras afecções respiratórias do feto e do recém-nascido* (CID 770), *infecções específicas do período perinatal* (CID 771), *hipóxia intra-uterina e asfixia ao nascer* (CID 768), e *prematuridade* (CID 765). A maioria dos óbitos ocorridos no período pós-neonatal apresentou como causa básica *infecções específicas do período perinatal*.

Dentro do grupo das perinatais, os dados observados em Goiânia diferem de Santo André-SP (Almeida, 1994) pela alta proporção de óbitos neonatais codificados na causa *síndrome de angústia respiratória* (CID 769) e *outras afecções respiratórias que afetam o RN* (CID 770) nos óbitos de Goiânia em comparação aos de Santo André.

Os óbitos cuja causa básica de morte foi codificada no grupo *mal definidas*, 94,4% dos casos ocorreram no período pós-neonatal, sendo que a principal categoria de causa básica foi *morte sem assistência médica* (CID 798.9).

2.3. Probabilidade de morte segundo as variáveis de exposição

- Região de residência

Os óbitos distribuíram-se, com relação à região de residência, da seguinte forma: para os óbitos neonatais, não houve diferenças significativas quando comparado aos sobreviventes. Os óbitos pós-neonatais apresentaram proporções diferenciadas em relação aos sobreviventes nas regiões Central e Noroeste. Na primeira houve maior concentração de sobreviventes e na segunda de óbitos pós-neonatais.

No período neonatal, a probabilidade de morte variou de 7,9 por mil para os NV cujas mães residiam na região Sudoeste até 15,1 para os NV da região Mendanha. O risco relativo, tendo como categoria de referência a região Central, não evidenciou associação estatisticamente significativa entre residir em algumas regiões e a probabilidade de morte no período neonatal.

Já para o período pós-neonatal, como pode-se observar na Tabela 22, a probabilidade de morte variou de 3,7 por mil para os NV cujas mães residiam na região Central até 12,4 para os NV da região Noroeste. O risco relativo, tendo como categoria de referência a região Central, mostrou associação estatisticamente significativa entre residir na região Noroeste e uma maior probabilidade de morte no período pós-neonatal com risco relativo igual a 3,3 (IC 95% 1,7–6,4).

Os coeficientes de mortalidade infantil do município de São Paulo para o ano de 1992 comportaram-se de forma semelhante. O coeficiente de mortalidade neonatal na região central do município estava em torno de 14 óbitos por mil, enquanto nas regiões periféricas foi da ordem de 20 por mil. Já para a mortalidade pós-neonatal estes diferenciais ampliaram-se com taxas 2,3 vezes mais elevadas nos distritos mais periféricos (Ortiz & Camargo, 1994).

Tabela 22 - Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo a região de residência da mãe ^a

Região	Sobre- vivos	Óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Neonatal						
Central	5089	52	10,1	1,0	-	-
Sul	2294	30	12,9	1,3	0,8–2,0	0,34
Sudoeste	1878	15	7,9	0,8	0,4–1,4	0,48
Oeste	2181	28	12,7	1,3	0,8–2,0	0,40
Mendanha	1886	29	15,1	1,5	1,0–2,4	0,10
Noroeste	1279	16	12,4	1,2	0,7–2,1	0,58
Norte	1133	13	11,3	1,1	0,6–2,1	0,83
Meia Ponte	1795	22	12,1	1,2	0,7–2,0	0,56
Leste	2283	21	9,1	0,9	0,5–1,5	0,78
Pós-neonatal						
Central	5089	19	3,7	1,0	-	-
Sul	2294	12	5,2	1,4	0,7–2,9	0,47
Sudoeste	1878	8	4,2	1,1	0,5–2,6	0,92
Oeste	2181	13	5,9	1,6	0,8–3,2	0,26
Mendanha	1886	10	5,3	1,4	0,6–3,0	0,49
Noroeste	1279	16	12,4	3,3	1,7–6,4	<0,01
Norte	1133	7	6,1	1,7	0,7–3,9	0,37
Meia Ponte	1795	10	5,5	1,5	0,7–3,2	0,41
Leste	2283	11	4,8	1,3	0,6–2,7	0,63

^a foram excluídos os NV sem informações sobre região de residência.

- Categoria do hospital

Para os óbitos infantis cujo local do nascimento foi o hospital, a distribuição com relação à categoria do hospital foi a seguinte: para 37,2% dos óbitos neonatais, o parto ocorreu em hospitais públicos estatais, para 44,7%, o parto ocorreu em hospital privado com ou sem fins lucrativos conveniados ou contratados pelo Sistema Único de Saúde (SUS) e para 18,1%, o parto ocorreu em hospitais privados não conveniados com o SUS. Para os óbitos pós-neonatais, estas proporções foram de 30,3%, 62,4% e 7,3%, respectivamente. Para os sobreviventes, estas proporções foram de 21,3%, 55,0% e 23,7%, respectivamente. Tanto no período neonatal quanto no pós-neonatal, a proporção dos óbitos cujo nascimento se deu em hospitais públicos estatais foi mais elevada do que os sobreviventes. E para os nascidos em hospitais privados não conveniados ao SUS, foi inferior.

A probabilidade de morte no período neonatal para os nascidos em hospital público estatal foi de 19,0 por mil, para os nascidos em hospitais privados conveniados com o SUS o risco foi de 8,9 por mil e para os nascidos em hospitais privados não conveniados com o SUS o risco foi de 8,4 por mil. O risco relativo de 2,3 (IC 95% 1,6–3,3) expressa um risco de morte neonatal significativamente maior para os NV em hospitais estatais quando comparados com os nascidos em hospitais privados não conveniados com o SUS

No período pós-neonatal, esse diferencial entre os riscos de morte nas diversas categorias de hospital ampliou-se: os nascidos vivos em hospitais públicos estatais apresentaram risco de 7,5 por mil; os nascidos em hospitais privados conveniados com o SUS apresentaram risco de 6,0 por mil e os nascidos em hospitais privados não conveniados com o SUS apresentaram risco de 1,7 por mil. O risco de morte foi significativamente maior para os NV em hospitais estatais quando comparados com os nascidos em hospitais privados não conveniados com o SUS – risco relativo de 4,6 (IC 95% 2,1–9,9) e também para os nascidos em hospitais conveniados com o SUS – risco relativo de 3,7 (IC 95% 1,8–7,6). Como observado na Tabela 23 e Figura 5.

O estudo de Almeida (1994) observou um risco de morte infantil no período neonatal mais elevado para os nascidos nos hospitais conveniados com o SUS (públicos ou privados). A autora, ao discriminar a probabilidade de morte nos dois tipos de hospitais que compõem a categoria hospitais conveniados com o SUS: os público-estatais e os privados conveniados constatou não haver diferenças nos riscos de morte neonatal entre os nascidos vivos nascidos nessas duas categorias de hospital, após controlar o peso ao nascer como variável de confusão.

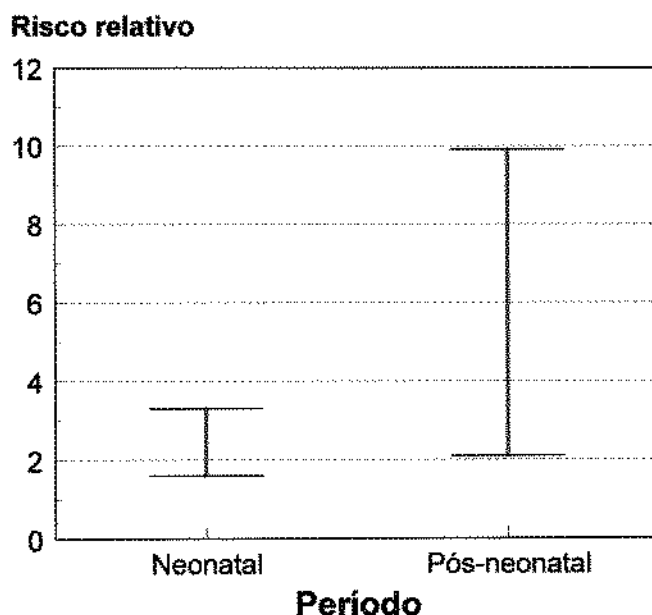
Tabela 23 - Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo a categoria do hospital de nascimento

Categoria do hospital	Sobre-viventes	Óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Neonatal						
Privado	4834	41	8,4	1,0	-	-
PrivadoSUS	11205	101	8,9	1,1	0,7-1,5	0,81
Público Estat.	4344	84	19,0	2,3	1,6-3,3	<0,01
Pós-neonatal						
Privado	4834	8	1,7	1,0	-	-
PrivadoSUS	11205	68	6,0	3,7	1,8-7,6	<0,01
Público Estat.	4344	33	7,5	4,6	2,1-9,9	<0,01

^a foram excluídos os NV sem informações sobre hospital de ocorrência e os NV ocorridos em outro local.

Becerra et al. (1993), analisando a coorte de nascidos vivos em Porto Rico, no período de 1986/1987, observaram que os nascidos em hospitais públicos apresentavam um risco de morrer antes de completar um ano 1,7 (IC 95% 1,5-1,8) vezes maior do que os nascidos em hospitais privados.

Figura 5 - Risco relativo e respectivo intervalo de 95% de confiança para os NV em hospital público-estatal nos períodos neonatal e pós-neonatal



- Grau de instrução da mãe

Com relação ao grau de instrução da mãe, os óbitos neonatais não apresentaram diferenças importantes quando comparado aos sobreviventes. No entanto, para os óbitos pós-neonatais, a proporção de casos cujas mães estavam na categoria *nenhum grau de instrução* e *primeiro grau incompleto* foi de 73,7%, contra 50,8% dos nascidos vivos sobreviventes.

A probabilidade de morte no período neonatal segundo o grau de instrução da mãe foi maior para os NV de mães com *primeiro grau completo* e menor para os NV de mães com *nível superior* ou *segundo grau*. O risco relativo, no entanto, não mostrou associação estatisticamente significativa entre o grau de instrução da mãe e a probabilidade de morte no período neonatal.

No entanto, para o período pós-neonatal, a probabilidade de morte para os nascidos vivos de mães com *nenhuma instrução* (14,2 por mil) e NV de mães com *primeiro grau incompleto* (6,9 por mil) foi significativamente mais elevada do que o risco dos NV de mães com *nível superior* (1,3 por mil). O risco relativo, apresentando como categoria de referência o *nível superior*, foi de 11,0 (IC 95% 2,4–50,6) para os NV de mães com *nenhuma instrução* e de 5,3 (IC 95% 1,3–21,8) para os NV de mães com *primeiro grau incompleto* (Tabela 24).

A probabilidade de morte na população de menores de um ano no Estado de São Paulo nos anos 79/84 analisada por Ferreira (1990) apresentou diferenças acentuadas segundo o grau de instrução materna. A probabilidade de morte de crianças cujas mães tinham nenhuma instrução ou menos de 1 ano de escolaridade foi de 67,2 por mil, enquanto para as mães com mais de 9 anos de escolaridade – equivalente ao segundo grau – a probabilidade de morte foi de 16,6 por mil.

O estudo de Macharelli & Oliveira (1991) observou um risco de morte infantil 4,0 vezes mais elevado entre crianças cujas mães não haviam concluído a 4ª série do primeiro grau, quando comparado às crianças cujas mães haviam concluído a 4ª série ou anos posteriores. Esses autores interpretam o efeito da escolaridade mais como um "indicador de posição social e capacidade de consumo de bens e serviços" (Macharelli & Oliveira; 1991) do que como um efeito independente.

Os estudos que utilizam a declaração de nascido vivo (DN) como fonte de informação apresentam resultados discordantes: o estudo de Almeida (1994) não encontrou associação entre instrução materna e mortalidade neonatal; estudo de Aerts et al. (1995) encontrou associação entre escolaridade da mãe e mortalidade neonatal e o estudo de Guerra et al. (1995), de forma semelhante ao presente trabalho, não encontrou associação estatisticamente significativa entre escolaridade materna e probabilidade de morte no período neonatal e encontrou associação com a probabilidade de morte no período pós-neonatal.

Tabela 24 - Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo o grau de instrução da mãe ^a

Grau de instrução	Sobre-viventes	Óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Neonatal						
Superior	1541	13	8,4	1,0	-	-
2º Grau	4630	39	8,4	1,0	0,5-1,9	0,88
1º grau completo	3344	47	13,9	1,7	0,9-3,1	0,13
1º grau incompleto	9201	111	11,9	1,4	0,8-2,5	0,27
Nenhuma	625	6	9,5	1,1	0,4-3,0	0,99
Pós-neonatal						
Superior	1541	2	1,3	1,0	-	-
2º Grau	4630	14	3,0	2,3	0,5-10,2	0,38
1º grau completo	3344	10	3,0	2,3	0,5-10,5	0,42
1º grau incompleto	9201	64	6,9	5,3	1,3-21,8	0,01
Nenhuma	625	9	14,2	11,0	2,4-50,6	<0,01

^a foram excluídos os NV sem informações sobre grau de instrução da mãe.

Almeida (1994) ressalta que o esperado seria uma associação entre o grau de instrução da mãe e a incidência de baixo peso, o que levaria a um maior risco de morte neonatal nos grupos de menor instrução materna. No entanto, essa associação não foi observada, o que, segundo a autora, poderia estar relacionado com as limitações apresentadas na forma categorizada de coleta desta informação na DN, como discutido na seção anterior.

Além disso, alguns fatores que não estão presentes na DN podem atuar como confundidores para o grau de instrução da mãe. O estudo de Adetunji (1995), analisando a

influência da instrução materna na mortalidade infantil em um estado da Nigéria, não observou associação entre grau de instrução materna e risco de morte infantil, como seria de se esperar. Esse autor, após extensa análise do efeito da instrução materna ajustado segundo diversas variáveis demográficas, reprodutivas e sócio-econômicas e levando em consideração a realidade conjuntural daquele país, concluiu que a gravidez precoce das jovens que cursam o segundo grau e o curto período de amamentação que elas proporcionam aos seus filhos estão relacionados com os altos riscos de mortalidade infantil das crianças e atuam como variáveis de confusão, mascarando o efeito do nível de instrução.

- Sexo

A distribuição dos NV com relação ao sexo foi a seguinte: aproximadamente 54% dos nascidos vivos que evoluíram para o óbito no período neonatal e pós-neonatal eram do sexo masculino, enquanto 51% dos NV sobreviventes eram do sexo masculino, mostrando uma proporção discretamente mais elevada de óbitos no sexo masculino.

No período neonatal, a probabilidade de morte para NV do sexo masculino foi de 11,8 por mil nascidos vivos e de 10,3 por mil para NV do sexo feminino. O risco relativo foi de 1,2 (IC 95% 0,9–1,5), não evidenciando uma associação estatisticamente significativa entre o sexo masculino e uma maior probabilidade de morte no período neonatal.

No período pós-neonatal, a probabilidade de morte para o sexo masculino foi de 5,7 por mil e de 5,0 por mil para o sexo feminino. O risco relativo foi de 1,1 (IC 95% 0,8–1,6) não havendo diferença estatisticamente significativa nos riscos de morte pós-neonatal entre os sexos (Tabela 25).

O estudo de Almeida (1994) apresentou resultados semelhantes aos encontrados neste trabalho para o período neonatal, porém com probabilidades de morte ligeiramente superiores para os sexos masculino e feminino. O estudo de Ferreira (1990)

mostrou um diferencial de riscos de morte infantil 1,36 vezes maior no sexo masculino no período neonatal e de 1,24 vezes no pós-neonatal.

Tabela 25 - Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo o sexo ^a

Sexo	Sobre- vivos	Óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Neonatal						
Feminino	10078	105	10,3	1,0	-	-
Masculino	10512	126	11,8	1,2	0,9-1,5	0,32
Pós-neonatal						
Feminino	10512	51	5,0	1,0	-	-
Masculino	10078	60	5,7	1,1	0,8-1,6	0,59

^a foram excluídos os NV sem informação sobre sexo.

No estudo de Buchalla (1988), analisando a mortalidade neonatal precoce nos nascidos vivos de maternidades de São Paulo, observou um coeficiente mínimo de mortalidade neonatal precoce no sexo masculino foi de 19,5 por mil, enquanto para o sexo feminino foi de 17,3 por mil. O risco de morte infantil em Cotia e Vargem Grande Paulista foi 1,88 vezes maior para as crianças de sexo masculino (César, 1989). O estudo de Macharelli & Oliveira (1991) encontrou um RR de 1,6 com taxas de mortalidade infantil de 31,8 por mil para o sexo masculino e 20,3 para o feminino.

Estudos realizados em outros países mostram riscos de mortalidade pós-neonatal 1,48 vezes maior para o sexo masculino, controlando-se as variáveis peso ao nascer e idade gestacional (Semenciw et al., 1986).

Resultado contraditório com os anteriores foi apresentado por Souza (1992), estudando uma coorte de nascidos vivos em Maringá-PR. Dos 97 óbitos infantis observados, apenas 41,2% eram do sexo masculino. A probabilidade de morte infantil em crianças do sexo feminino foi 1,4 vezes maior do que entre as do sexo masculino. Segundo a autora, esse achado é contraditório com a literatura e pode ser atribuído a uma flutuação casual ocorrida na coorte de nascidos vivos em Maringá no ano de 1989, já que para os anos anteriores a proporção de óbitos infantis do sexo masculino sempre foi superior ao de crianças do sexo feminino.

- Peso ao nascer

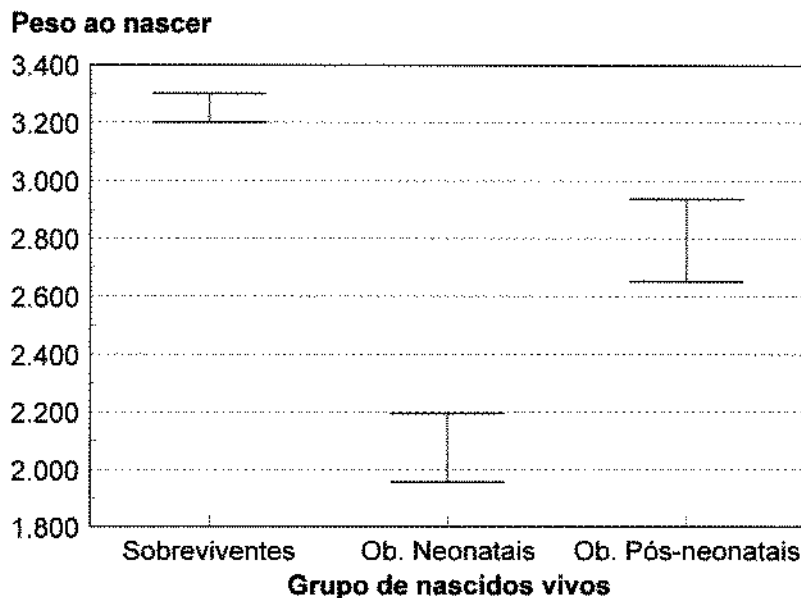
Com relação ao peso ao nascer, os nascidos vivos óbitos distribuíram-se da seguinte forma: para os óbitos neonatais, 30,5% nasceram com peso inferior a 1500 g, 33,6%, com peso entre 1500 e 2499 g, e 35,5%, com peso igual ou superior a 2500 g. Para os óbitos pós-neonatais estas proporções foram de 7,5%, 18,9% e 73,6%, respectivamente e para os sobreviventes foi de 0,2%, 5,9% e 93,9%, respectivamente.

O peso médio ao nascer dos nascidos vivos nos três grupos foi o seguinte: a) sobreviventes: 3218,4 g (IC 95% 3211,7–3225,0) com desvio padrão de 489,9 g; b) óbitos neonatais: 2075,1 g (IC 95% 1955,5–2194,7) e desvio padrão de 927,7 g e c) óbitos pós-neonatais: 2794,2 g (IC 95% 2652,7–2935,6) e desvio padrão de 760,6 g. A média de peso ao nascer dos sobreviventes foi significativamente diferente da média de peso dos NV óbitos neonatais ou pós-neonatais com $p < 0,01$ (Figura 6).

A probabilidade de morte no período neonatal segundo a categoria de peso ao nascer variou de 532,1 por mil para a categoria de nascidos vivos de peso ao nascer menor que 1500 g, 50,8 para peso ao nascer entre 1500 a 2499 g e de 3,5 por mil para NV de peso ao

nascer igual ou superior a 2500 g. A razão entre a maior e menor probabilidade foi de 152 vezes.

Figura 6 - Peso médio ao nascer e respectivo intervalo de 95% de confiança para os três grupos de NV



A probabilidade de morte para os NV com peso ao nascer menor que 2500 g foi de 89,1 por mil, enquanto que para os NV com peso igual ou superior a 2500 g foi de 3,5 por mil. O risco relativo foi de 25,2 (IC 95% 18,9–33,8) mostrando uma forte associação entre baixo peso ao nascer e mortalidade infantil no período neonatal.

No período pós-neonatal, a probabilidade de morte segundo a categoria de peso ao nascer variou de 135,6 por mil para a categoria de nascidos vivos de peso ao nascer menor que 1500 g, a 16,4 para os NV com peso ao nascer entre 1500 a 2499 g e de 4,1 por mil para NV de peso ao nascer igual ou superior a 2500 g (Tabela 26 e Figuras 7 e 8). A razão entre a maior e menor probabilidade foi de 33 vezes.

A probabilidade de morte para os NV com peso ao nascer menor que 2500 g foi de 21,9 por mil, enquanto que para os NV com peso igual ou superior a 2500 g foi de 4,1 por mil. O risco relativo foi de 5,4 (IC 95% 3,5–8,3) mostrando associação entre baixo peso ao nascer e mortalidade infantil no período pós-neonatal de forma semelhante ao período neonatal, porém com magnitude bastante inferior.

Tabela 26 - Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo o peso ao nascer ^a

Peso ao nascer	Sobre-viventes	Óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Neonatal						
>= 2500 g	19199	68	3,5	1,0	-	-
1500 – 2499 g	1197	64	50,8	14,4	10,3 –20,1	<0,01
< 1500 g	51	58	532,1	150,2	112,2–202,6	<0,01
Pós-neonatal						
>= 2500 g	19199	78	4,1	1,0	-	-
1500 – 2499 g	1197	20	16,4	4,1	2,5–6,6	<0,01
< 1500 g	51	8	135,6	33,5	17,0–66,2	<0,01

^a foram excluídos os NV sem informações sobre peso ao nascer.

O estudo de Almeida (1994) sobre mortalidade neonatal em Santo André-SP mostrou um gradiente dose-resposta no risco de morte à medida que se reduz o peso ao nascer: para crianças nascidas com menos de 1500g, a probabilidade de morte foi de 702,7 por mil nascidos vivos, para as crianças com peso ao nascer entre 1500 e 2499g a probabilidade foi de 66,3 e para as nascidas com 2500g e mais a probabilidade foi de 5,8.

Figura 7 - Risco relativo e respectivo intervalo de 95% de confiança para os NV com peso < 1500g nos períodos neonatal e pós-neonatal

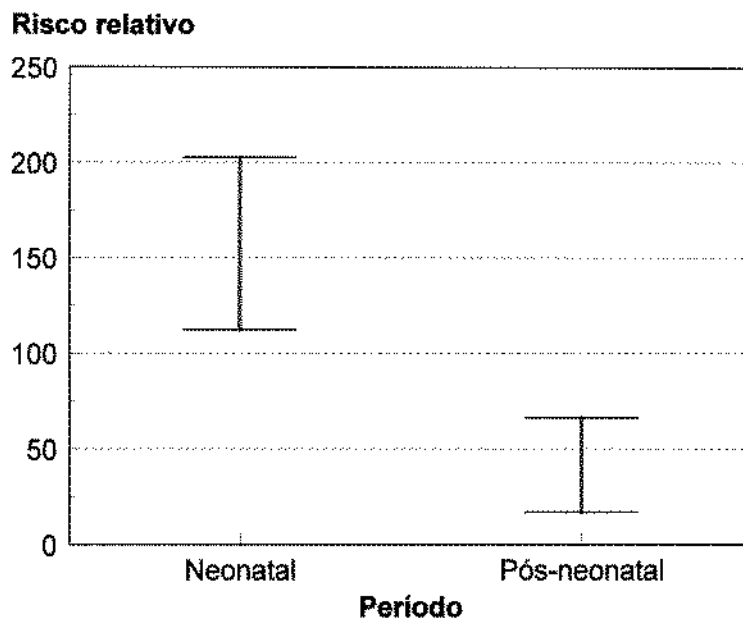
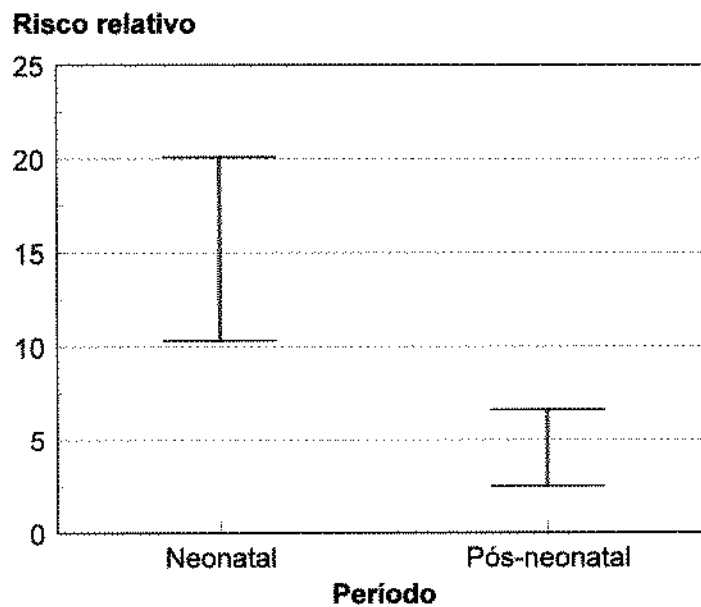


Figura 8 - Risco relativo e respectivo intervalo de 95% de confiança para os NV com peso entre 1500g e 2499g nos períodos neonatal e pós-neonatal



O estudo de Barros et al. (1987a) mostrou que o risco relativo (RR) para mortalidade infantil para crianças nascidas com baixo peso é de 11,0, quando comparado a crianças com peso ao nascer maior ou igual a 2500 gramas. O estudo faz inferências de que a redução da incidência de baixo peso ao nascer de 8,8% para 5% levaria a uma queda de 20% no coeficiente de mortalidade infantil.

Em estudo caso-controle realizado no interior do Estado de São Paulo, César (1989) encontrou um risco 8,64 vezes maior de morte infantil para nascidos de baixo peso.

Na coorte de nascidos vivos em Maringá a probabilidade de morte antes de completar um ano de vida foi de 155,9 por mil para crianças com BPN e de 9,7 para nascidos com peso maior ou igual a 2500g (Souza, 1992).

Peso ao nascer e causa básica de óbito

A probabilidade de morte no período neonatal é 25,2 vezes maior nos nascidos vivos de baixo peso em relação aos nascidos vivos de não baixo peso considerando-se todas as causas de óbito. Quando essas probabilidades são calculadas levando-se em consideração os grupos de causas mais freqüentes neste período, observa-se que os riscos nos NV baixo peso persiste, porém com magnitudes diferentes: para o grupo *anomalias congênitas* o risco relativo é de 8,3 (IC 95% 3,8–18,0) enquanto no grupo *causas perinatais* o risco relativo é de 33,2 (IC 95% 23,7–46,5), levando a concluir que os NV de baixo peso apresentam um risco mais elevado de morte no período neonatal por *causas perinatais* (Tabela 27).

Analisando de forma mais detalhada as causas perinatais, os riscos de morte são elevados para os nascidos vivos de baixo peso, porém destacam-se as causas *síndrome de angústia respiratória do recém-nascido* (CID 769) e *imaturidade extrema e outros recém-nascidos de pré-termo* (CID 765) que juntas foram responsáveis por um risco relativo de 110,8

(IC 95% 53,2-230,7), mostrando que essas são as causas de maior risco para a morte de nascidos vivos de baixo peso ao nascer no período neonatal.

O estudo de Almeida (1994) observou resultados semelhantes com relação aos grupos de causas, porém a magnitude do risco relativo para o grupo *anomalias congênicas* foi inferior ao observado para Goiânia enquanto para o grupo *causas perinatais* foi superior.

Tabela 27 - Probabilidade de morte no período neonatal segundo os grupos de causa básica de óbito e o peso ao nascer ^a

Grupo de causas	< 2500 g q	>= 2500 g q	RR(IC 95%)
XIV - Anomalias congênicas	7,3	0,9	8,3(3,8-18,0) p<0,01
XV - Algumas afecções originadas no período perinatal	81,0	2,4	33,2(23,7-46,5) p<0,01
Síndrome de angústia respiratória (CID 769) e Prematuridade (CID 765)	45,9	0,4	110,8(53,2-230,7) p<0,01
Outras afecções respiratórias do feto e RN (CID 770)	15,3	1,1	14,1(7,7-25,7) p<0,01
Infecções específicas do período perinatal (CID 771)	9,5	0,2	45,7(14,9-140,0) p<0,01
Hipóxia intra-uterina e asfixia ao nascer (CID768)	5,1	0,3	16,4(5,5-48,8) p<0,01

^a Probabilidade de morte (q) por 1000 nascidos vivos.

No período pós-neonatal permanece os diferenciais de risco de morte infantil entre os nascidos vivos de baixo peso quando comparados aos de não baixo peso, quando se especificam os principais grupos de causas de óbito no pós-neonatal, exceto para o grupo *anomalias congênicas* (Tabela 28).

Tabela 28 - Probabilidade de morte no período pós-neonatal segundo os grupos de causa básica de óbito e o peso ao nascer ^a

Grupo de causas	< 2500 g	≥ 2500 g	RR(IC 95%)
	q	q	
I - Doenças infecciosas e parasitárias	4,7	1,0	4,5(1,8-11,3) p<0,01
VIII - Doenças do aparelho respiratório	5,5	1,1	4,8(2,1-11,2) p<0,01
XIV - Anomalias congênitas	1,6	0,4	4,3(0,9-20,1) p=0,19
XV - Algumas afecções originadas no período perinatal	3,9	0,1	37,8(7,3-194,5) p<0,01
XVI - Mal definidas	4,7	0,6	8,2(3,1-22,3) p<0,01

^a Probabilidade de morte (q) por 1000 nascidos vivos.

- Duração da gestação

Para 59,1% dos óbitos neonatais, a duração da gestação foi inferior a 37 semanas. Já para os óbitos pós-neonatais, esta proporção foi de 16,2% e, para os sobreviventes, de 3,7%. A probabilidade de morte no período neonatal foi de 144,0 por mil para os NV com idade gestacional inferior a 37 semanas, 4,5 por mil para os NV entre 37 e 41 semanas e de 7,3 para os NV com 42 semanas ou mais de gestação. O risco relativo de 32,4 (IC 95% 24,8–42,3) mostrou forte associação entre prematuridade e mortalidade neonatal.

No período pós-neonatal, a probabilidade de morte foi de 22,0 por mil para os NV com idade gestacional inferior a 37 semanas, 4,6 por mil para os NV entre 37 e 41 semanas. O risco relativo igual a 4,8 (IC 95% 2,9–8,0) mostrou associação estatisticamente significativa entre prematuridade e mortalidade pós-neonatal (Tabela 29 e Figura 9).

Almeida (1994) encontrou riscos relativos de 188,9, 42,0 e 14,5 para crianças nascidas com idade gestacional compreendida entre 22 a 27 semanas; 28 a 36 semanas; e 42 semanas ou mais, respectivamente, tendo como padrão de referência as nascidas com duração da gestação de 37 a 41 semanas.

Tabela 29 - Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo a duração da gestação ^a

Duração da gestação	Sobre-viventes	Óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Neonatal						
37-41 sem.	19037	85	4,5	1,0	-	-
< 37 sem.	755	127	144,0	32,4	24,8-42,3	<0,01
>42 sem.	410	3	7,3	1,6	0,5-5,2	0,63
Pós-neonatal						
37-41 sem.	19037	88	4,6	1,0	-	-
< 37 sem.	755	17	22,0	4,8	2,9-8,0	<0,01

^a excluídos os NV sem informações sobre duração da gestação.

No estudo de Guerra et al. (1995), os riscos relativos para idade gestacional menor que 37 semanas foram 8,3 e 3,7 para a mortalidade neonatal e mortalidade pós-neonatal, respectivamente.

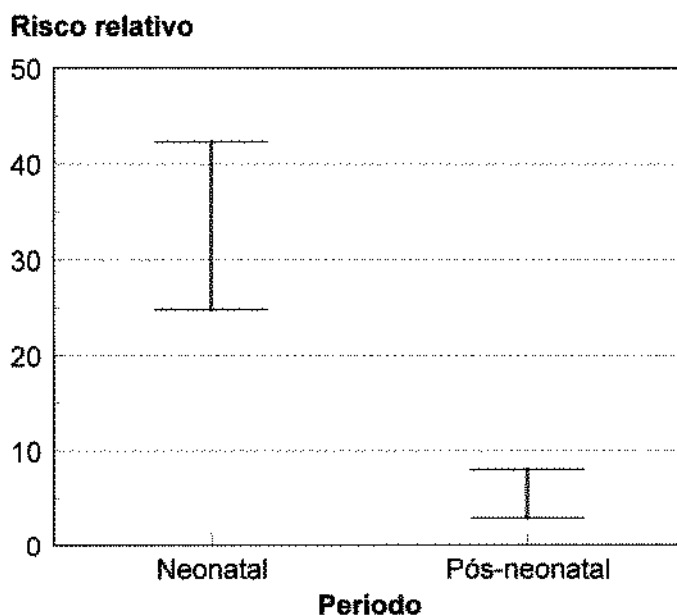
Duração da gestação e peso ao nascer

– Período neonatal

Como se observa na Tabela 30, no estrato de peso ao nascer igual ou superior a 2500 g, a probabilidade de morte para os nascidos vivos com idade gestacional maior ou igual

a 37 semanas foi de 2,6 por mil, enquanto para os de menos de 37 semanas foi de 38,7 por mil. O risco relativo foi de 14,7 (IC 95% 7,9–27,4).

Figura 9 - Risco relativo e respectivo intervalo de 95% de confiança para os NV com duração da gestação inferior a 37 semanas nos períodos neonatal e pós-neonatal



No estrato de peso ao nascer entre 1500 a 2499 g, a probabilidade de morte foi de 95,6 por mil para os nascidos com menos de 37 semanas e de 27,1 por mil para os NV com 37 semanas ou mais. O risco relativo foi de 3,5 (IC 95% 2,1–5,9).

No estrato de peso ao nascer inferior a 1500 g, a probabilidade de morte foi de 542,6 por mil para NV com idade gestacional inferior a 37 semanas e de 428,6 por mil para os NV com 37 semanas ou mais. O risco relativo foi de 1,3 (IC 95% 0,5–3,0).

Aplicando-se o teste de Woolf para testar homogeneidade entre os estratos observou-se que, do ponto de vista estatístico, existe uma heterogeneidade entre os três estratos ($\chi^2 = 15,1$; g.l.(2) ; $p < 0,05$), o que indica a existência de uma interação entre as duas variáveis. O peso ao nascer apresenta-se como um modificador de efeito da duração da

gestação nos estratos de peso maior ou igual a 2500g e no estrato 1500 a 2499g, potencializando o efeito da duração da gestação sobre a probabilidade de morte no período neonatal.

Tabela 30 - Probabilidade de morte (q) no período neonatal, risco relativo(RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo a duração da gestação estratificado pelo peso ao nascer

Peso e Dur. Gestação	Sobre-viventes	óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
>= 2500g						
< 37 sem.	298	12	38,7	14,7	7,9-27,4	<0,01
>= 37 sem.	18157	48	2,6	1,0	-	
1500-2499g						
< 37 sem.	388	41	95,6	3,5	2,1-5,9	<0,01
>= 37 sem.	754	21	27,1	1,0	-	
< 1500g						
< 37 sem.	43	51	542,6	1,3	0,5-3,0	0,85
>= 37 sem.	4	3	428,6	1,0	-	

Teste de Woolf ($X^2 = 15,1$, gl (2) $p < 0,05$)

RR não ajustado = 32,9 (24,6-44,1)

- Pós-neonatal

A tabela 31 mostra a probabilidade de morte no período pós-neonatal, o risco relativo e o respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo a duração da gestação estratificada pelo peso ao nascer. No estrato de peso ao nascer igual ou superior a 2500g, a probabilidade de morte pós-neonatal para os nascidos vivos com idade gestacional maior ou igual a 37 semanas foi de 4,1 por mil, enquanto para os de menos de 37 semanas foi de 3,3 por mil. O risco relativo foi de 0,8 (IC 95% 0,1-5,9).

No estrato de peso ao nascer compreendido entre 1500g e 2499g, a probabilidade de morte foi de 13,1 por mil para os nascidos com 37 semanas ou mais e de

20,2 por mil para os NV com menos de 37 semanas o que representou um um risco relativo de 1,5 (IC 95% 0,6–3,9).

No estrato de peso ao nascer inferior a 1500g, a probabilidade de morte foi de 200,0 por mil para os NV com 37 semanas ou mais e de 122,4 para os NV com menos de 37 semanas o que representou um risco relativo de 0,6 (IC 95% 0,1–4,1).

Como os três estratos apresentaram-se homogêneos, afastou-se a possibilidade de interação; em seguida, realizou-se uma análise combinada dos três estratos, que mostrou os seguintes resultados: o RR não ajustado foi de 4,5 (IC 95% 2,6–7,8), o RR ajustado pela técnica de Mantel-Haenszel foi de 1,2 (IC 95% 0,6–2,6) e o qui-quadrado de Mantel-Haenszel foi igual a 0,29 ($p = 0,59$). Essa análise mostrou que, do ponto de vista estatístico, o maior risco de morte infantil nos NV de pré-termo, para o período pós-neonatal, é um fator de confusão para o peso ao nascer.

Tabela 31 - Probabilidade de morte (q) no período pós-neonatal, risco relativo(RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo a duração da gestação estratificado pelo peso ao nascer

Peso e D. Gestação	Sobre-viventes	óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
>= 2500g						
< 37 sem.	298	1	3,3	0,8	0,1-5,9	0,79
>= 37 sem.	18157	74	4,1	1,0	-	-
1500–2499g						
< 37 sem.	388	8	20,2	1,5	0,6-3,9	0,50
>= 37 sem.	754	10	13,1	1,0	-	-
< 1500g						
< 37 sem.	43	6	122,4	0,6	0,1-4,1	0,84
>= 37 sem.	4	1	200,0	1,0	-	-

X^2 MH = 0,29, $p = 0,59$.

Teste de Woolf ($X^2 = 0,69$ gl (2) $p > 0,05$)

RR não ajustado = 4,5 (2,6-7,8)

RR MH = 1,2 (0,6-2,6)

Em estudo sobre os determinantes da mortalidade neonatal precoce, Gray et al. (1991) observaram que a prematuridade está fortemente associada à mortalidade na primeira semana de vida. O risco de uma criança prematura e de baixo peso morrer é 52,1 vezes maior que de uma criança de termo e com peso normal. Já para crianças de termo e baixo peso, o risco foi 4,2 vezes maior.

Resultado semelhante ao encontrado para o período pós-neonatal foi apresentado por Semenciw et al. (1986) que não observaram associação entre a idade gestacional e a mortalidade pós-neonatal. Segundo os autores, o efeito da idade gestacional na mortalidade pós-neonatal, independentemente do peso ao nascer, é mínimo. O que não ocorre para o período neonatal em que a idade gestacional apresenta uma associação importante.

- Tipo de gravidez

Para 6,6% dos óbitos neonatais a gravidez foi múltipla; para os óbitos pós-neonatais esta proporção foi de 5,5% e para os sobreviventes foi de 1,9%. No período neonatal, a probabilidade de morte para os NV oriundos de gestações múltiplas foi de 36,6 por mil, enquanto que para os de gravidez única foi de 10,5 por mil. Um risco relativo de 3,5 (IC 95% 2,1–5,8), mostrando associação entre gemelaridade e mortalidade neonatal.

No período pós-neonatal, a probabilidade de morte para os NV frutos de gestação múltipla foi de 15,0 por mil, enquanto que para os NV de gravidez única foi de 5,1 por mil. Um risco relativo de 2,9 (IC 95% 1,3–6,6) mostra a associação entre gemelaridade e mortalidade pós-neonatal (Tabela 32 e Figura 10).

O estudo de Almeida (1994) indicou uma maior probabilidade de morte neonatal em nascidos vivos provenientes de gestação múltipla, porém não foi observada associação significativa entre esse tipo de gravidez e a probabilidade de morte no período neonatal.

Figura 10 - Risco relativo e respectivo intervalo de 95% de confiança para os NV de gravidez múltipla nos períodos neonatal e pós-neonatal

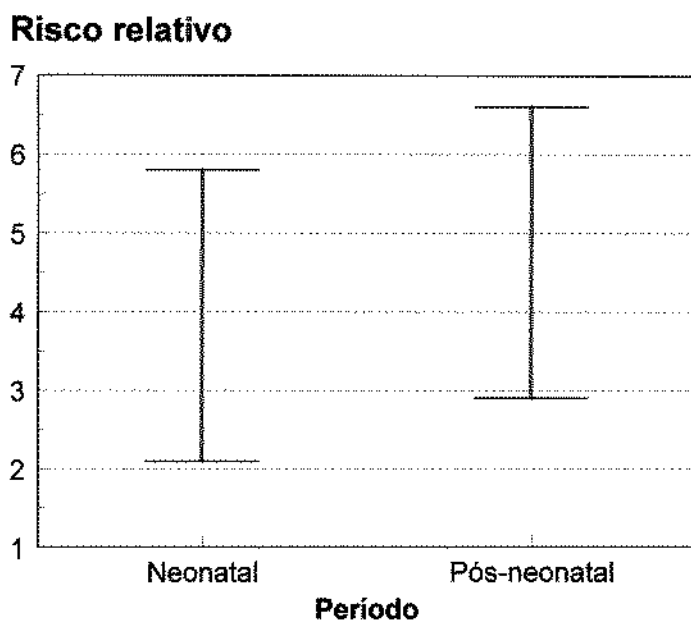


Tabela 32 - Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo o tipo de gravidez ^a

Tipo de gravidez	Sobreviventes	Óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Neonatal						
Única	20081	214	10,5	1,0	-	-
Múltipla	395	15	36,6	3,5	2,1–5,8	<0,01
Pós-neonatal						
Única	20081	103	5,1	1,0	-	-
Múltipla	395	6	15,0	2,9	1,3–6,6	0,02

^a foram excluídos os NV sem informações sobre tipo de gravidez.

Na maioria dos estudos sobre fatores de risco para mortalidade infantil, os nascimentos múltiplos são excluídos da análise porque esses recém-nascidos apresentam, de forma independente de outros fatores, uma maior incidência de baixo peso e de prematuridade. Neste estudo optou-se por incluir o tipo de gravidez como uma variável a ser analisada controlando o seu efeito durante a análise multivariada.

- Tipo de parto

O tipo de parto para 37,4% dos óbitos neonatais foi operatório; esta proporção foi de 40,9% para os óbitos pós-neonatais e de 55,6% para os sobreviventes.

Nascidos vivos através de parto operatório apresentaram um risco de 7,4 por mil no período neonatal, enquanto os nascidos por parto espontâneo apresentaram risco de 15,1 por mil. Um risco relativo de 0,5 (IC 95% 0,4–0,6) que evidenciou um aparente efeito protetor do parto operatório para a mortalidade neonatal.

No período pós-neonatal, os nascidos vivos através de parto operatório apresentaram um risco de morte de 3,9 por mil, enquanto os nascidos por parto espontâneo apresentaram risco de 7,1 por mil. Um risco relativo de 0,6 (IC 95% 0,4–0,8) que evidenciou um aparente efeito protetor do parto operatório para a mortalidade pós-neonatal (Tabela 33).

O estudo de Almeida (1994) apresentou resultado semelhante para o período neonatal, encontrando maior probabilidade de morte para o grupo de NV cujo parto foi espontâneo.

Tabela 33 - Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo o tipo de parto ^a

Tipo de parto	Sobre-viventes	Óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Neonatal						
Esponâneo	9042	139	15,1	1,0	-	-
Operatório	11424	85	7,4	0,5	0,4-0,6	<0,01
Pós-neonatal						
Esponâneo	9042	65	7,1	1,0	-	-
Operatório	11424	45	3,9	0,6	0,4-0,8	<0,01

^a excluídos os NV sem informações sobre tipo de parto e os NV com outros tipos de parto.

Tipo de parto e categoria do hospital

- Neonatal

A Tabela 34 mostra a probabilidade de morte no período neonatal, o risco relativo e o seu respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo o tipo de parto estratificado pela categoria do hospital de nascimento da criança. No primeiro estrato – nascimentos em hospitais privados não conveniados com o SUS – a probabilidade de morte para os NV por parto operatório foi de 6,3 por mil, enquanto para os nascidos de parto espontâneo foi de 16,6. O risco relativo, tomando-se como exposição o parto operatório, foi de 0,4 (IC 95% 0,2-0,7).

No segundo estrato – nascimentos em hospitais públicos estatais – a probabilidade de morte para os NV por parto operatório foi de 18,2 por mil, enquanto para os

nascidos por parto espontâneo foi de 18,7 por mil. O risco relativo foi de 1,0 (IC 95% 0,6–1,6).

No terceiro estrato – nascimentos em hospitais privados ou filantrópicos conveniados com o SUS – a probabilidade de morte para nascidos por parto operatório foi de 6,1 por mil, enquanto para os nascidos por parto espontâneo foi de 12,1 por mil. O risco relativo foi de 0,5 (IC 95% 0,3–0,8).

Do ponto de vista estatístico existe uma heterogeneidade entre os três estratos, o que fala a favor de uma interação entre a categoria do hospital e o tipo de parto. Para os NV em hospitais privados persiste o aparente efeito protetor do parto operatório, enquanto para os nascidos em hospitais público-estatais o efeito protetor do parto operatório não foi observado.

Tabela 34 - Probabilidade de morte (q) no período neonatal, risco relativo(RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo o tipo de parto estratificado pela categoria do hospital

Hospital e Tipo de parto	Sobreviventes	Óbito	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Privado						
Operatório	3929	25	6,3	0,4	0,2-0,7	<0,01
Espontâneo	887	15	16,6	1,0	-	
Público						
Operatório	1136	21	18,2	1,0	0,6-1,6	0,99
Espontâneo	3156	60	18,7	1,0	-	
Privado SUS						
Operatório	6307	39	6,1	0,5	0,3-0,8	<0,01
Espontâneo	4806	59	12,1	1,0	-	

Teste de woolf ($X^2 = 6,3$ gl (2) $p < 0,05$).

RR não ajustado = 0,5 (0,4-0,7)

Pode parecer contraditório à primeira vista que o parto operatório seja identificado como um fator protetor da mortalidade infantil neonatal para os NV em hospitais privados. Entre as prováveis explicações talvez seja a indicação universal da cesariana em

nosso meio, a partir das últimas décadas, em que a maior parte dos partos são operatórios, restando uma pequena parcela de gestantes que já chegam ao hospital com o trabalho de parto em fase adiantada, decorrente de alguma intercorrência durante a gravidez, não dando tempo de realizar uma cesariana. Uma outra explicação provável poderia ser o fato de que os NV por parto operatório poderiam apresentar um acompanhamento pré e pós-neonatal mais adequado quando comparado aos nascidos por parto espontâneo, de forma que a interrupção da gravidez tenha ocorrido no momento mais indicado e o cuidado dispensado aos recém-nascidos tenham sido adequado, minimizando os riscos de morte infantil.

– Pós-neonatal

A Tabela 35 mostra a probabilidade de morte no período pós-neonatal, o risco relativo e o seu respectivo intervalo de 95% de confiança segundo o tipo de parto estratificado pela categoria do hospital. No primeiro estrato, constituído pelos NV em hospitais privados, a probabilidade de morte pós-neonatal para os NV por parto operatório foi de 1,8 por mil, enquanto para os nascidos de parto espontâneo foi de 1,1. O risco relativo, tendo como referência o parto espontâneo, foi de 1,6 (IC 95% 0,2–12,8).

Para os nascidos vivos em hospitais público-estatais, a probabilidade de morte pós-neonatal para os NV por parto operatório foi de 7,0 por mil, enquanto para os nascidos por parto espontâneo foi de 7,9 por mil. O risco relativo foi de 0,9 (IC 95% 0,4–2,0).

No terceiro estrato, constituído pelos NV em hospitais privados ou filantrópicos conveniado com o SUS, a probabilidade de morte para nascidos por parto operatório foi de 4,7 por mil, enquanto para os nascidos por parto espontâneo foi de 7,8 por mil. O risco relativo encontrado foi de 0,6 (IC 95% 0,4–1,0).

Os três estratos são homogêneos do ponto de vista estatístico, o que permite uma combinação entre eles. As medidas combinadas mostram que, quando o tipo de parto foi controlado pela categoria do hospital, não se observou riscos significativamente superiores do parto espontâneo em relação ao parto operatório em cada categoria de hospital (RR de MH = 0,7 (IC 95% 0,5-1,0), Qui-quadrado. MH = 3,2, p = 0,07).

Tabela 35 - Probabilidade de morte (q) no período pós-neonatal, risco relativo(RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo o tipo de parto estratificado pela categoria do hospital

Hospital e Tipo de parto	Sobreviventes	Óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Privado						
Operatório	3929	7	1,8	1,6	0,2-12,8	0,98
Espontâneo	887	1	1,1	1,0	-	
Público						
Operatório	1136	8	7,0	0,9	0,4-2,0	0,93
Espontâneo	3156	25	7,9	1,0	-	
Privado SUS						
Operatório	6307	30	4,7	0,6	0,4-1,0	0,05
Espontâneo	4806	38	7,8	1,0	-	

Teste de Woolf ($X^2 = 1,3$ gl (2) $p > 0,05$).

RR não ajustado = 0,6 (0,4-0,8)

RR MH = 0,7 (0,5-1,0)

X^2 MH = 3,2 gl (2) $p = 0,07$

A análise univariada apresentada nas tabelas 34 e 35 sugere que o efeito protetor do parto operatório se processe no período neonatal, o que poderá ser melhor explorado com a inclusão das variáveis peso ao nascer e causa básica do óbito na análise.

Tipo de parto e peso ao nascer

– Neonatal

No grupo de nascidos vivos com peso ao nascer inferior a 1500g, a probabilidade de morte foi de 323,5 para os NV por parto operatório e de 621,6 para os NV por parto espontâneo. O risco relativo nesse estrato foi de 0,5 (IC 95% 0,3–0,9), mostrando um aparente efeito protetor do parto operatório (Tabela 36).

Tabela 36 - Probabilidade de morte (q) no período neonatal, risco relativo(RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo o tipo de parto estratificado pelo peso ao nascer

Peso e Tipo de parto	Sobreviventes	óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
>= 2500g						
Operatório	10794	37	3,4	1,1	0,6-1,7	0,95
Espontâneo	8256	27	3,3	1,0	-	
1500-2499g						
Operatório	540	22	39,1	0,7	0,4-1,1	0,13
Espontâneo	650	41	59,3	1,0	-	
< 1500g						
Operatório	23	11	323,5	0,5	0,3-0,9	0,01
Espontâneo	28	46	621,6	1,0	-	

Teste de Woolf ($\chi^2 = 3,0$ gl(2) $p > 0,05$)
RR não ajustado = 0,5 (0,4-0,7)
RR MH = 0,74 (0,6-1,0)
 χ^2 MH = 4,3, $p = 0,04$

Nos estratos de nascidos vivos com peso ao nascer igual ou superior a 2500g e nascidos com peso compreendido entre 1500g e 2499g a associação entre o tipo de parto e morte infantil no período neonatal na foi observada.

Os três estratos são homogêneos, o que afasta uma possível interação entre o peso ao nascer e o tipo de parto. As medidas combinadas dos três estratos mostram um RR de MH da ordem de 0,74 (IC 95% 0,6–1,0) e um Qui-quadrado de MH de 4,3 ($p = 0,04$), o que fala a favor de um efeito protetor do parto operatório para a mortalidade no período neonatal, principalmente às custas do estrato de nascidos vivos com peso inferior a 1500g.

– Pós-neonatal

No grupo de nascidos vivos com peso ao nascer igual ou superior a 2500g, a probabilidade de morte pós-neonatal para os nascidos por parto operatório foi de 3,0 por mil e para os nascidos por parto espontâneo de 5,4 por mil. O risco relativo foi de 0,6 (IC 95% 0,4–0,9), como se pode constatar na Tabela 37.

Para os nascidos vivos dos estratos com peso compreendido entre 1500g e 2499g e peso ao nascer inferior a 1500g não houve associação entre o tipo de parto e mortalidade infantil no período pós-neonatal.

Os três estratos analisados de forma conjunta são homogêneos e as medidas combinadas apresentam os seguintes resultados: RR de MH igual a 0,6 (IC 95% 0,4–0,9) e qui-quadrado de MH igual a 7,2 ($p = 0,01$). O parto operatório persiste como um aparente fator de proteção para a morte infantil no período pós-neonatal às custas da categoria de peso ao nascer adequado, o que pode ser devido ao efeito de outras variáveis de confusão que podem estar alterando os valores dos RR calculados. Na análise multivariada este efeito poderá ser melhor avaliado ajustando-se por um maior número de variáveis.

Tabela 37 - Probabilidade de morte (q) no período pós-neonatal, risco relativo(RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) segundo o tipo de parto estratificado pelo peso ao nascer

Peso e Tipo de parto	Sobreviventes	óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
>= 2500g						
Operatório	10794	33	3,0	0,6	0,4-0,9	0,02
Espontâneo	8256	45	5,4	1,0	-	
1500-2499g						
Operatório	540	8	14,6	0,8	0,3-2,0	0,80
Espontâneo	650	12	18,1	1,0	-	
< 1500g						
Operatório	23	2	80,0	0,5	0,1-2,1	0,49
Espontâneo	28	6	176,5	1,0	-	

Teste de Woolf ($X^2 = 0,4$ gl(2) $p > 0,05$)

Risco Relativo não ajustado = 0,5 (0,4 - 0,8)

Risco Relativo MH = 0,6 (0,4 - 0,9)

X^2 MH = 7,2, $p = 0,01$

Tipo de parto e causa básica do óbito

Nas análises anteriores, o tipo de parto operatório persistiu como um aparente fator de proteção para morte infantil no período neonatal, mesmo estratificando-se pelas variáveis peso ao nascer e tipo de hospital. O parto operatório persistiu como protetor na categoria de peso ao nascer inferior a 1500g e na de hospitais privados. O objetivo desta análise é, agora, estudar o comportamento do tipo de parto no grupo de nascidos vivos de baixo peso, segundo os grupos de causas mais importantes no período neonatal.

Como apresentado na Tabela 38, o parto operatório apresentou-se como fator de risco para nascidos vivos de baixo peso ao nascer, quando se considerou apenas os óbitos do grupo *anomalias congênitas* (RR = 5,1; IC 95% 1,1-24,1), e como fator de proteção, quando o grupo analisado foi *causas perinatais* (RR = 0,4; IC 95% 0,3-0,6). É importante ressaltar que o grupo de causas específicas em que o efeito protetor do parto operatório manifesta-se claramente é o grupo de causas *síndrome de angústia respiratória do recém-*

nascido ou *doença de membrana hialina* (CID 769) associado às causas *imaturidade extrema* (CID 765.0) e *outros recém-nascidos de pré-termo* (CID 765.1) com um risco relativo de 0,3 (IC 95% 0,2-0,5) e $p < 0,01$. Nos demais grupos, não ficou evidente uma associação significativa do ponto de vista estatístico. Essas causas incidem principalmente nos nascidos vivos prematuros e de muito baixo peso ao nascer; portanto, em recém-nascidos que possuem os fatores de risco de maior importância para morte infantil no período neonatal.

Tabela 38 - Probabilidade de morte no período neonatal pelos grupos de causa básica de óbito em NV de baixo peso ao nascer segundo o tipo de parto ^a

Grupo de causas	Peso < 2500 g		RR(IC 95%)
	Espontâneo q	Operatório q	
XIV - Anomalias congênitas	2,6	13,4	5,1 (1,1-24,1) p=0,05
XV - Algumas afecções originadas no período perinatal	102,9	40,3	0,4(0,3-0,6) p<0,01
Síndrome de angústia respiratória (CID 769) e Prematuridade (CID 765)	66,7	18,5	0,3(0,2-0,5) P< 0,01
Outras afecções respiratórias do feto e RN (CID 770)	18,3	10,1	0,6(0,2-1,4) p=0,30
Infecções específicas do período perinatal (CID 771)	14,4	5,0	0,4(0,1-1,3) p=0,15
Hipóxia intra-uterina e asfixia ao nascer (CID 768)	1,3	3,4	2,6(0,2-28,2) 0,82

^a Probabilidade de morte (q) por 1000 nascidos vivos.

Mas, como explicar esse fato contraditório de a Cesareana apresentar-se como fator de proteção para esse grupo de nascidos vivos de muito baixo peso ao nascer, prematuros e cuja causa básica de morte está intimamente relacionada com as consequências da prematuridade? Uma provável explicação para esse resultado pode ser a baixa proporção de

partos operatórios nesse grupo – ao contrário do que é recomendado por alguns autores para recém-nascidos de muito baixo peso ao nascer (Sakala, 1993; Joffe et al., 1994) – em decorrência de um acompanhamento inadequado da gestação. Um pré-natal de qualidade poderia indicar o momento oportuno para interromper a gestação prevendo-se os recursos de assistência adequados ao recém-nascido prematuro e de baixo peso. Ao contrário, o que parece ter ocorrido é que esses nascidos vivos nasceram por parto espontâneo imediatamente após a internação hospitalar sem tempo hábil para realização de uma cesareana.

Os nascidos vivos dessa coorte viveram, ou melhor morreram devido a um paradoxo decorrente da organização dos serviços de assistência ao parto: enquanto 55,4% dos nascidos vivos totais e 81,4% dos nascidos vivos em hospitais privados não contratados pelo SUS nasceram por parto operatório, um pequeno grupo de crianças que poderia ser beneficiado com esse procedimento não conseguiu a mesma oportunidade.

Não parece lógico e nem é coerente com o conhecimento científico acumulado que o parto operatório apresente um efeito protetor para a mortalidade infantil. O parto operatório deve estar atuando como uma variável de confusão para algum fator que não foi abordado nesse trabalho devido a insuficiência da fonte de dados utilizada e do próprio delineamento desse estudo. Esse efeito merece ser objeto de estudo de uma pesquisa que apresente um delineamento adequado para responder especificamente a essa questão.

- Idade da mãe

Com relação à idade da mãe, a distribuição nos três grupos de nascidos vivos não mostrou diferenças importantes. Houve uma maior proporção de óbitos neonatais (25,5%) e pós-neonatais (27,8%) entre os NV cujas mães apresentavam idade inferior a 20 anos quando comparada aos sobreviventes (22,0%). Com relação à proporção de NV de mães com

idade igual ou superior a 35 anos, não existem diferenças entre os grupos óbitos neonatais, óbitos pós-neonatais e sobreviventes.

A idade média das mães nos três grupos foi a seguinte: para os óbitos neonatais foi de 23,9 anos (IC 95% 23,2–24,7); para os óbitos pós-neonatais, de 23,8 anos (IC 95% 22,7–24,9) e para os sobreviventes, de 24,0 anos (IC 95% 23,9–24,2). Não houve diferença significativa entre a média de idade materna dos sobreviventes e a dos óbitos nos dois períodos.

A probabilidade de morte para os nascidos vivos de mães com idade inferior a quinze anos foi de 23,6 por mil, para os NV de mães com idade de 15 a 19 anos o risco foi de 12,6, para os NV de mães de 20 a 34 anos o risco foi de 10,4 e para os NV de mães com idade igual ou superior a 35 anos o risco foi de 13,9 por mil. Apesar de haver diferenças nas probabilidades de morte, observando-se até mesmo um gradiente entre os riscos nas diversas faixas de idade da mãe, o risco relativo não mostrou associação estatisticamente significativa entre os três grupos de idade da mãe e a mortalidade no período neonatal.

No período pós-neonatal, nascidos vivos de mães com idade inferior a quinze anos apresentaram probabilidade de morte de 8,0 por mil; para NV de mães com idade entre 15 e 19 anos o risco foi de 6,7; para NV de mães com idade entre 20 e 34 anos apresentaram risco de 4,9 e NV de mães com idade igual ou superior a 35 anos apresentaram risco de 6,5 por mil. No grupo pós-neonatal, de forma semelhante ao neonatal, apesar de haver diferenças nas probabilidades de morte, o risco relativo não mostrou associação estatisticamente significativa entre os três grupos de idade da mãe e a probabilidade de morte nesse período (Tabela 39).

O estudo de Ferreira (1990) encontrou diferentes probabilidades de morte em menores de um ano segundo a idade da mãe: 46,4 óbitos por mil para mães com menos de 20 anos; 42,4 para mães com idade entre 20 e 24 anos; 27,8 para mães com idade entre 25 e 29 anos; 35,9 para mães com idade entre 30 e 34 anos; 49,4 para mães com idade entre 35 e 39 anos e 73,9 para mães com idade igual ou superior a 40 anos. Diferentemente, o estudo de

Almeida (1994) não observou associação entre idade da mãe e probabilidade de morte no período neonatal, de modo semelhante ao que se constata neste estudo.

O estudo de Guerra et al. (1995) não observou associação entre idade materna e mortalidade no período neonatal, mas verificou que NV de mães adolescentes apresentam um maior risco de morte no período pós-neonatal.

Tabela 39 - Probabilidade de morte (q), risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) nos períodos neonatal e pós-neonatal segundo a idade da mãe *

Idade da mãe	Sobre-viventes	Óbitos	q (x1000)	RR	IC 95%	p
Neonatal						
20-34 anos	14773	156	10,4	1,0	-	-
>= 35 anos	923	13	13,9	1,3	0,8-2,3	0,40
15-19 anos	4298	55	12,6	1,2	0,9-1,6	0,26
< 15 anos	124	3	23,6	2,3	0,7-7,0	0,31
Pós-neonatal						
20-34 anos	14773	72	4,9	1,0	-	-
>= 35 anos	923	6	6,5	1,3	0,6-3,1	0,66
15-19 anos	4298	29	6,7	1,4	0,9-2,1	0,17
< 15 anos	124	1	8,0	1,7	0,2-11,8	0,89

^a foram excluídos os NV sem informações sobre idade da mãe.

3. Análise de Regressão Logística

Para cada componente da mortalidade infantil foram construídos dois modelos:

- modelo 1: inclusão das variáveis peso ao nascer, duração da gestação, tipo de parto, tipo de gravidez, idade da mãe, sexo, categoria do hospital e grau de instrução da mãe;

- modelo 2: difere do primeiro por excluir da análise as variáveis peso ao nascer, duração da gestação e tipo de parto.

Período Neonatal

No modelo 1 do período neonatal (Tabela 40), após o ajuste para as variáveis idade da mãe, sexo, tipo de gravidez, categoria do hospital e grau de instrução da mãe observaram-se os seguintes resultados: (a) os nascidos vivos de mães cuja duração da gestação foi inferior a 37 semanas apresentaram um risco de morte infantil no período neonatal 11,3 vezes maior que os nascidos vivos de termo (IC 95% 7,2–17,9); (b) os nascidos vivos com peso ao nascer inferior a 2500g apresentaram risco de morte infantil no período neonatal 7,5 vezes mais elevado que os nascidos com 2500g ou mais (IC 95% 4,7–11,9) e (c) os nascidos vivos por parto operatório apresentaram um risco 30% menor do que os nascidos por parto espontâneo (RR= 0,7; IC 95% 0,5–1,0).

No modelo 2 do período neonatal (Tabela 41), após o ajuste pelas variáveis idade da mãe, sexo e grau de instrução da mãe, observaram-se os seguintes resultados: (a) os nascidos vivos provenientes de gestação múltipla apresentaram um risco de morte infantil no período neonatal de 3,5 vezes maior do que os NV de gravidez única (IC 95% 2,0–6,2) e (b) os nascidos vivos em hospitais públicos estatais apresentaram um risco de morte infantil 2,3 vezes maior do que os nascidos em hospitais privados não contratados pelo SUS (IC 95% 1,5–3,6). Desta forma, o segundo modelo possibilita a análise de outras exposições associadas ao óbito no período neonatal sem a interferência das variáveis consideradas como intermediárias na cadeia de eventos da mortalidade infantil, permitindo a manifestação do efeito de outras variáveis.

As interações entre peso ao nascer e duração da gestação e categoria do hospital e tipo de parto não foram estatisticamente significativas na análise multivariada.

Tabela 40 - Fatores de risco, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) para morte no período neonatal segundo o modelo de regressão logística - modelo 1

Fator de risco	RR	IC 95%	p
Duração da gestação			
37-41 semanas	1,0	-	-
< 37 semanas	11,3	7,2-17,9	< 0,01
>= 42 semanas	2,6	0,8-8,5	0,10
Peso ao nascer			
>= 2500g	1,0	-	-
< 2500 g	7,5	4,7-11,9	< 0,01
Tipo de parto			
Espontâneo	1,0	-	-
Operatório	0,7	0,5-1,0	0,03
Tipo de hospital			
Privado	1,0	-	-
Público	0,9	0,5-1,6	0,82
Privado SUS	1,1	0,7-1,8	0,66
Grau de instrução da mãe			
Superior	1,0	-	-
I ou 2 Grau	1,2	0,6-2,6	0,61
I grau incompleto	1,2	0,5-2,6	0,74
Nenhum	0,8	0,2-2,9	0,71
Tipo de gravidez			
Única	1,0	-	-
Múltipla	0,5	0,3-1,1	0,09
Sexo			
Feminino	1,0	-	-
Masculino	1,2	0,8-1,6	0,36
Idade da mãe			
20-34 anos	1,0	-	-
>= 35 anos	1,1	0,2-5,1	0,90
15-19 anos	1,0	0,7-1,5	0,97
< 15 anos	1,3	0,6-2,7	0,50

Tabela 41 - Fatores de risco, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) para morte no período neonatal segundo o modelo de regressão logística - modelo 2

Fator de risco	RR	IC 95%	p
Tipo de hospital			
Privado	1,0	-	-
Público	2,3	1,5-3,6	< 0,01
Privado SUS	1,1	0,7-1,6	0,73
Grau de instrução da mãe			
Superior	1,0	-	-
1 ou 2 Grau	1,3	0,7-2,4	0,43
1 grau incompleto	1,1	0,6-2,2	0,78
Nenhum	0,9	0,3-2,7	0,91
Tipo de gravidez			
Única	1,0	-	-
Múltipla	3,5	2,0-6,2	< 0,01
Sexo			
Feminino	1,0	-	-
Masculino	1,1	0,9-1,5	0,41
Idade da mãe			
20-34 anos	1,0	-	-
>= 35 anos	2,3	0,7-7,4	0,16
15-19 anos	1,2	0,9-1,7	0,30
< 15 anos	1,3	0,7-2,4	0,44

- Período pós-neonatal

No modelo 1 do período pós-neonatal (Tabela 42), após ajustar pelas variáveis idade da mãe, sexo, tipo de gravidez e categoria do hospital, foram observados os seguintes resultados: (a) os nascidos vivos com peso ao nascer inferior a 2500g apresentaram um risco de morte infantil no período pós-neonatal 2,9 vezes maior do que os nascidos com peso igual ou superior a 2500 g (IC 95% 1,5–5,5); (b) os nascidos vivos com idade gestacional inferior a 37 semanas de gestação apresentam risco de morte infantil no período pós-neonatal 2,2 vezes maior que os nascidos de termo. (IC 95% 1,0–4,6) e (c) os nascidos vivos cujas mães apresentavam *nenhum grau de escolaridade* apresentavam um risco de morte infantil no período 5,5 vezes mais elevado que os nascidos vivos de mães com *nível superior de escolaridade* (IC 95% 1,1–28,3).

No modelo 2 do período pós-neonatal (Tabela 43), após ajustar pelas variáveis idade da mãe e sexo, foram observados os seguintes resultados: (a) os nascidos vivos cujas mães apresentavam *nenhum grau de escolaridade* apresentavam um risco de morte infantil no período 6,5 vezes maior do que os de mães com grau de instrução superior (IC 95% 1,3–32,5); (b) os nascidos vivos em hospitais públicos estatais apresentaram um risco de morte infantil 2,7 vezes superior aos nascidos em hospitais privados não contratados pelo SUS (IC 95 % 1,1–6,2) e (c) os nascidos vivos provenientes de gravidez múltipla apresentaram um risco de morte infantil no período pós-neonatal 3,5 vezes maior que os nascidos de gravidez única (IC 95% 1,5–8,0).

Tabela 42 - Fatores de risco, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) para morte no período pós-neonatal segundo o modelo de regressão logística - modelo 1

Fator de risco	RR	IC 95%	p
Duração da gestação			
37–41 semanas	1,0	-	-
< 37 semanas	2,2	1,0-4,6	0,04
Peso ao nascer			
≥ 2500g	1,0	-	-
< 2500 g	2,9	1,5-5,5	< 0,01
Tipo de hospital			
Privado	1,0	-	-
Público	2,4	1,0-6,1	0,06
Privado SUS	2,3	1,0-5,5	0,06
Grau de instrução da mãe			
Superior	1,0	-	-
1 ou 2 Grau	1,4	0,3-6,4	0,63
1 grau incompleto	2,7	0,6-12,3	0,19
Nenhum	5,5	1,1-28,3	0,04
Tipo de gravidez			
Única	1,0	-	-
Múltipla	1,3	0,4-3,6	0,68
Sexo			
Feminino	1,0	-	-
Masculino	1,2	0,8-1,8	0,52
Idade da mãe			
20–34 anos	1,0	-	-
≥ 35 anos	1,1	0,2-8,0	0,94
15–19 anos	0,9	0,6-1,6	0,81
< 15 anos	1,2	0,4-3,3	0,76

Tabela 43 - Fatores de risco, risco relativo (RR) e respectivo intervalo de 95% de confiança (IC 95%) para morte no período pós-neonatal segundo o modelo de regressão logística - modelo 2

Fator de risco	RR	IC 95%	p
Tipo de hospital			
Privado	1,0	-	-
Público	2,7	1,1-6,2	0,03
Privado SUS	2,2	1,0-4,8	0,06
Grau de instrução da mãe			
Superior	1,0	-	-
1 ou 2 Grau	1,7	0,4-7,6	0,47
1 grau incompleto	3,1	0,7-13,9	0,14
Nenhum	6,5	1,3-32,5	0,02
Tipo de gravidez			
Única	1,0	-	-
Múltipla	3,5	1,5-8,0	< 0,01
Sexo			
Feminino	1,0	-	-
Masculino	1,1	0,8-1,7	0,52
Idade da mãe			
20-34 anos	1,0	-	-
≥ 35 anos	1,2	0,2-8,6	0,87
15-19 anos	1,0	0,7-1,7	0,89
< 15 anos	1,4	0,6-3,6	0,45

No Brasil, existem poucos estudos publicados que exploram a vinculação entre o SINASC e o SIM com o objetivo de estudar fatores de risco para mortalidade infantil, utilizando como procedimento de análise técnicas de análise multivariada. O estudo de Guerra et al. (1995), analisando os nascidos vivos residentes no Distrito Sanitário Noroeste de Belo Horizonte-MG, cujos nascimentos ocorreram entre julho de 1992 e junho de 1993, observou

os seguintes fatores de risco associados à mortalidade infantil para o período neonatal: NV pretermo com *odds ratio* (OR) igual a 8,3 (IC 95% 4,1–16,6) e NV de baixo peso ao nascer com OR igual a 5,1 (IC 95% 2,5–10,3) e para o período pós-neonatal: NV pretermo com OR igual a 3,7 (IC 95% 1,2–11,6), NV de mãe com nenhuma instrução e primeiro grau incompleto com OR igual a 11,7 (IC 95% 2,8–49,2) e OR igual a 3,5 (IC 95% 1,2–10,2), respectivamente e NV de mãe com idade inferior a 20 anos com OR igual a 2,0 (IC 95% 1,0–4,1) e viver na área de risco dentro do distrito sanitário com OR igual a 2,4 (IC 95% 1,2–4,6).

Estudos de outros países que utilizaram o procedimento de vinculação dos registros de nascimento e óbitos mostraram os seguintes resultados: (a) o estudo de Semenciw et al. (1986) observou como variáveis associadas à mortalidade infantil no período pós-neonatal o peso ao nascer (inferior a 3000g), o sexo (masculino), nascimentos prévios, estado civil da mãe (mães solteiras) e idade materna (<25 anos); (b) Becerra et al. (1993), estudando os nascidos vivos residentes em Porto Rico no período de 1986 a 1989, observou como variáveis associadas à mortalidade infantil o peso ao nascer (menor que 2500g), realização de pré-natal (mães que não realizaram pré-natal), categoria do hospital de nascimento (hospital público) e estado civil da mãe (mães solteiras); as variáveis grau de instrução da mãe e idade da mãe que foram significantes no modelo univariado não foram significantes no modelo multivariado.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Na seção final deste estudo procura-se descrever os resultados mais importantes apresentados durante o estudo a guisa de conclusões. Inicialmente faz-se uma abordagem descritiva da coorte de nascidos vivos em Goiânia no ano de 1992, buscando caracterizar o perfil dos nascidos vivos segundo variáveis presentes na DN; em seguida, apresenta-se os principais resultados sobre a identificação de associações entre as variáveis de exposição investigadas e a mortalidade infantil, nos períodos neonatal e pós-neonatal, discutindo-se os aspectos mais relevantes identificados no decorrer do trabalho. Na parte final da seção, faz-se algumas recomendações aos gestores do sistema de saúde nas esferas local e nacional, no sentido de promover melhorias nos subsistemas de informações SIM e SINASC e em relação ao aproveitamento dos resultados deste estudo nos programas de saúde voltados para o segmento materno-infantil da população de Goiânia.

A coorte de nascidos vivos em Goiânia no ano de 1992 constituiu-se de 20 981 nascidos vivos, sendo que, destes, 342 evoluíram para o óbito antes de completar 1 ano de vida. O número de óbitos ocorridos no período neonatal foi de 231 e no período pós-neonatal foi de 111. As principais causas que levaram ao óbito foram as causas perinatais e as anomalias congênitas, no período neonatal; e as doenças do aparelho respiratório, as doenças infecciosas e parasitárias e o grupo das causas mal definidas no período pós-neonatal.

Na coorte de nascidos vivos, aproximadamente 99% dos NV nasceram em hospitais. Houve uma discreta predominância de crianças do sexo masculino. A média de peso ao nascer dos NV foi de 3205,7 g sendo que a proporção de NV com baixo peso ao nascer foi de 6,8%. A proporção de NV frutos de gestação com duração inferior a 37 semanas foi de 4,4%.

Houve um predomínio de nascimentos nos hospitais privados contratados pelo Sistema Único de Saúde (SUS) com uma proporção de 54,9% do total dos nascimentos. Relacionando-se a categoria do hospital de nascimento com o peso ao nascer, observou-se que

a proporção de baixo peso ao nascer para o total de NV em hospital público-estatal foi duas vezes superior a dos NV em hospital privado não contratados pelo SUS.

O parto operatório foi responsável por 55,4% do total dos nascimentos da coorte sendo que nos hospitais privados não contratados pelo SUS a proporção de partos operatórios chegou a 81,4%.

Para 22% do total dos nascidos vivos, a idade da mãe era inferior a 20 anos. Os NV de mães com idade inferior a 20 anos e de mães com idade de 35 anos ou mais apresentaram uma proporção de NV com baixo peso mais elevada em relação aos NV de mães com idade compreendida entre 20 a 34 anos. Além disso, observou-se que os nascidos vivos residentes nas regiões com indicadores sócio-econômicos mais desfavoráveis, como as regiões Noroeste e Mendanha, apresentam uma maior proporção de mães com idade inferior a 20 anos.

Para 51% dos NV, a escolaridade das mães é o primeiro grau incompleto. Analisando o peso ao nascer e o nível de instrução conjuntamente, observou-se que os nascidos vivos de mães com nenhuma instrução apresentam 9,0% de NV com baixo peso ao nascer enquanto para os NV de mães com nível de instrução superior, essa proporção é de 4,4%. Na região Noroeste o índice de NV de mães com nível de instrução inferior ao primeiro grau completo é 81,8%, enquanto na região Central é de 30,8%. A relação entre o nível de instrução e a categoria do hospital mostrou que, para o total de nascidos vivos em hospitais públicos estatais, a proporção de NV cujas mães não têm o primeiro grau completo foi de 77,4%, ao passo que para os nascidos em hospitais privados não contratados pelo SUS essa proporção foi de 12%.

O estudo descritivo dessa coorte de nascidos vivos mostrou a existência das seguintes associações: (a) a associação entre baixo peso e mães com idade inferior a 20 anos; (b) associação entre baixo peso ao nascer e nascimentos ocorridos em hospital público-estatal; (c) associação entre baixo peso ao nascer e mães de baixo nível de instrução; (d) associação entre NV de mães com idade inferior a 20 anos e residência em regiões com indicadores

sócio-econômicos mais desfavoráveis; (e) associação entre NV de mães com nível de instrução inferior ao primeiro grau completo e residência em regiões com indicadores sócio-econômicos mais desfavoráveis; (f) associação entre NV de mães com nível de instrução inferior ao primeiro grau completo e partos ocorridos em hospital público-estatal.

A análise da coorte de nascidos vivos segundo as variáveis presentes na DN possibilitou observar diferentes perfis de nascidos vivos. Foram identificados pelo menos dois padrões epidemiológicos: no primeiro, estão compreendidos os nascidos vivos residentes nas regiões mais desfavorecidas do ponto de vista sócio-econômico, NV de mães adolescentes-jovens, NV de mães com baixo nível de instrução e nascidos em hospital público-estatal. No segundo, os nascidos vivos residentes nas regiões com indicadores sócioeconômicos mais favoráveis, de mães com idade compreendida entre 20 e 34 anos, de mães com nível de instrução mais elevado e nascidos em hospital privado. Essa diversidade deve ser levada em consideração na programação das ações e serviços de saúde voltados para o grupo materno-infantil com vistas a uma maior equidade e efetividade nas ações de saúde.

Com relação a análise das variáveis presentes na DN enquanto fatores associados à mortalidade infantil no período neonatal e pós-neonatal é importante ressaltar, inicialmente, que a medida de freqüência da mortalidade infantil utilizada nesse trabalho – a probabilidade de morte – justifica-se em pelo menos dois aspectos: primeiro, por ser a medida de freqüência adequada para medir a incidência acumulada de óbitos infantis em uma coorte de nascidos vivos; em segundo lugar, porque como ficou demonstrado nos resultados, possibilitou uma correção importante da taxa de mortalidade infantil que se apresentou superestimada. O uso da probabilidade de morte infantil da forma como foi calculada neste estudo possibilita a utilização dessa metodologia pelo serviço de saúde local na construção de séries temporais de probabilidade de morte a partir de coortes de nascimento e permite a identificação de fatores de risco com base em informações individuais.

A probabilidade de morte antes de completar um ano de vida na coorte de nascidos vivos em 1992 foi de 16,3 óbitos por mil nascidos vivos. Esse índice pode ser

considerado relativamente baixo quando comparado a outras cidades de porte semelhante a Goiânia, como Pelotas-RS, e é também inferior ao de grandes cidades como São Paulo. No entanto, situa-se em um patamar bastante elevado quando comparado a alguns países desenvolvidos como Japão, Dinamarca e Reino Unido, com um risco até três vezes superior aos desses países.

Período neonatal

A probabilidade de morte no período neonatal foi de 11,0 por mil, valor inferior aos de Maringá-PR, Pelotas-RS e Santo André-SP e São Paulo-SP e superior ao de Porto Alegre-RS.

Os nascidos vivos em hospital público-estatal apresentaram uma probabilidade de morte no período neonatal 2,3 vezes mais elevada do que os nascidos em hospitais privados não contratados pelo SUS.

Não se evidenciou uma associação significativa do ponto de vista estatístico entre o grau de instrução da mãe e o risco de morte neonatal.

Os nascidos vivos de mães com idade inferior a 15 anos apresentaram a maior probabilidade de morte no período neonatal, com risco 2,3 vezes mais elevado que os nascidos vivos de mães com idade entre 20 e 34 anos, porém este RR não é estatisticamente significativo.

O peso ao nascer foi a variável que mais diferenciou as probabilidades de morte entre os recém-nascidos. A probabilidade de morte para os nascidos vivos com peso compreendido entre 1500 e 2499g foi 14,4 vezes superior à dos NV com peso igual ou superior a 2500g. Por sua vez, a probabilidade de morte dos nascidos vivos com peso inferior a 1500g foi 150,8 vezes superior à dos NV com peso igual ou superior a 2500g, mostrando um gradiente importante nos níveis de risco de morte neonatal com relação ao peso ao nascer.

Nascidos vivos pré-termo apresentaram uma probabilidade de morte 32,4 vezes mais elevada do que os NV de termo.

A probabilidade de morte neonatal para os NV frutos de gestação múltipla foi 3,5 vezes superior à dos NV oriundos de gestação única.

Os nascidos vivos por parto operatório apresentaram um risco de morte no período neonatal 50% inferior ao dos nascidos por parto espontâneo.

Os NV do sexo masculino apresentaram uma maior probabilidade de morte que os do sexo feminino, embora sem diferença estatisticamente significativa.

Na análise do efeito isolado de cada variável, as categorias das variáveis que apresentaram uma associação estatisticamente significativa com a probabilidade de morte no período neonatal foram: nascidos vivos em hospital público-estatal; nascidos vivos com peso ao nascer inferior a 2500g; nascidos vivos cuja duração da gestação foi inferior a 37 semanas; nascidos vivos frutos de gestação múltipla e nascidos vivos por parto operatório. Os quatro primeiros podem ser considerados como fatores de risco para morte neonatal e o último fator como um aparente fator de proteção.

Na análise multivariada, as mesmas variáveis permaneceram no modelo de regressão como fatores associados à probabilidade de morte no período neonatal.

Período pós-neonatal

No período pós-neonatal, a probabilidade de morte foi de 5,3 por mil, valor inferior à mortalidade pós-neonatal observada em Pelotas-RS e São Paulo-SP e superior à de Maringá-PR.

Com relação à região de residência, a probabilidade de morte no período pós-neonatal foi 3,3 vezes mais elevada para os NV residentes na região Noroeste quando comparada com os NV residentes na região Central.

Para o período pós-neonatal, tanto os nascidos vivos em hospital público-estatal quanto os nascidos em hospital privado ou filantrópico conveniados com o SUS apresentaram uma probabilidade de morte mais elevada do que os nascidos em hospital privado não contratado pelo SUS, com riscos relativos de 4,6 e 3,7, respectivamente.

Com relação ao nível de instrução da mãe os nascidos vivos de mães com nenhuma instrução e os NV de mães com primeiro grau incompleto apresentaram probabilidade de morte pós-neonatal significativamente mais elevada do que os NV de mães com nível superior, com riscos relativos de 11,0 e 5,3, respectivamente.

A probabilidade de morte no período pós-neonatal segundo categorias de peso ao nascer também foi a que apresentou os maiores riscos relativos em relação a todas as variáveis analisadas. O risco relativo para os nascidos vivos com peso compreendido entre 1500g e 2499g foi de 4,1, tendo como categoria de referência os NV com peso igual ou superior a 2500g, e o RR dos nascidos vivos com peso inferior a 1500g foi de 33,5. Com relação à duração da gestação, a probabilidade de morte no período pós-neonatal foi 4,8 vezes mais elevada nos NV pré-termo em relação aos NV de termo.

A probabilidade de morte pós-neonatal para os NV frutos de gestação múltipla foi 2,9 vezes superior à dos NV oriundos de gestação única.

Os nascidos vivos por parto operatório apresentaram um risco de morte no período pós-neonatal 40% inferior ao dos nascidos por parto espontâneo.

O sexo do NV e a idade da mãe não apresentaram associação estatisticamente significativa no período pós-neonatal, apesar de a probabilidade de morte ser mais elevada nos NV do sexo masculino e nos NV de mães com idade inferior a 15 anos.

Na análise univariada, as categorias das variáveis que apresentaram uma associação estatisticamente significativa com a probabilidade de morte no período pós-neonatal foram: nascidos vivos residentes na região Noroeste; NV em hospital público-estatal e hospital privado ou filantrópico contratado pelo SUS; nascidos vivos de mães com nenhuma instrução e NV de mães com primeiro grau incompleto; nascidos vivos com peso ao nascer

inferior a 2500g; nascidos vivos cuja duração da gestação foi inferior a 37 semanas; nascidos vivos frutos de gestação múltipla e nascidos vivos por parto operatório. Todos os fatores, com exceção do último que é um fator de proteção, podem ser considerados como fatores de risco para morte no período pós-neonatal.

Na análise multivariada, as variáveis que apresentaram associação estatisticamente significativa no modelo final de regressão foram: peso ao nascer; duração da gestação; tipo de gravidez; categoria do hospital de nascimento e grau de instrução da mãe.

Os resultados apresentados neste estudo reforçam a concepção de que a análise de fatores associados à mortalidade infantil deve distinguir os componentes neonatal e pós-neonatal. Trata-se de dois grupos com perfis diferentes de causas de óbito e com fatores de risco diferenciados no que se refere à magnitude dos riscos e uma relevância maior das variáveis indicadoras da condição sócio-econômica como grau de instrução da mãe e região de residência com a mortalidade no período pós-neonatal.

As características epidemiológicas dos nascidos vivos da coorte de Goiânia são coerentes com os resultados de estudos realizados para outras cidades brasileiras com algumas peculiaridades que são próprias da realidade local. O estudo dos fatores associados à mortalidade infantil mostrou uma coerência com os resultados de estudos de base individual realizados no Brasil e em outros países, mostrando que a utilização de coortes de nascidos vivos originadas do sistema de informações sobre nascidos vivos (SINASC) como fonte de obtenção de dados para o estudo de fatores de risco associados à mortalidade infantil é viável e produtiva devendo ser incentivada no âmbito dos serviços de saúde, como subsídio para implementação de estratégias de redução da mortalidade infantil, como instrumento para definição de critérios de risco a serem utilizados no monitoramento de recém-nascidos de risco e como fonte de indicadores de acompanhamento e avaliação de ações e programas dirigidos ao grupo materno-infantil.

Os resultados apresentados por este estudo mostram claramente que, para a redução da mortalidade infantil em Goiânia, os nascidos vivos de baixo peso ao nascer, NV

prétermo, NV proveniente de gravidez múltipla e de mãe com nenhum grau de instrução devem constituir um grupo de risco, acompanhado por um programa de monitoramento que lhes dê prioridade e que desenvolva ações específicas voltadas para evitar e tratar precocemente as intercorrências prováveis no primeiro ano de vida dessas crianças.

Além disso, devem-se priorizar os hospitais que prestam assistência ao parto através do financiamento do Sistema Único de Saúde – especialmente, os públicos-estatais – como as instituições onde se concentram os recém-nascidos de risco supervisionando e aprimorando a qualidade da assistência prestada à gestante e ao recém-nascido como forma de diminuir e compensar a situação de risco que essas crianças apresentam no momento do nascimento. A promoção da melhoria da qualidade da assistência das instituições públicas é um meio privilegiado de conferir equidade aos serviços de saúde destinados à população que acessa esses serviços: a população mais carente e necessitada que não consegue arcar com os custos do sistema supletivo de atenção a saúde.

Merece destaque como grupo de risco também a população de recém-nascidos cujas mães residem nas regiões que apresentam indicadores sócio-econômicos mais desfavoráveis de Goiânia, notadamente os das regiões Mendanha e Noroeste. Além dos cuidados ressaltados anteriormente, esse grupo necessita de ações mais abrangentes de políticas públicas por parte dos poderes constituídos que, associadas às dos programas de assistência integral à saúde da criança, causem impacto na melhoria da qualidade de vida da população daquelas regiões.

Os resultados apresentados neste trabalho comprovam a importância da estratégia de análise dos fatores de risco na compreensão de alguns dos fatores envolvidos na cadeia de eventos determinantes da mortalidade infantil, mostrando a existência e a magnitude da associação entre esses fatores e a mortalidade infantil. Além disso, oferece dados para a programação de intervenções de redução da mortalidade infantil voltadas para a eliminação desses fatores. Aliadas a ações mais gerais e intersetoriais de melhoria da qualidade de vida,

tais intervenções poderiam reduzir a distância que existe entre os índices de mortalidade infantil em nosso meio quando comparados aos de países desenvolvidos.

Um aspecto metodológico que deve ser ressaltado é a viabilidade do processo de vinculação dos subsistemas de informação SIM e SINASC pela possibilidade que oferece de uma nova abordagem de análise da mortalidade infantil em nosso meio: a análise da probabilidade de morte antes de completar um ano de vida em uma coorte de nascidos vivos utilizando-se de dados secundários oriundos dos registros de saúde.

Essa abordagem de análise da mortalidade infantil permite o estudo da mortalidade infantil a partir de estudos epidemiológicos de base individual, nos quais é possível: (a) distinguir os óbitos e os sobreviventes, (b) obter informações individuais sobre a exposição a diversos fatores nos dois grupos e (c) determinar os riscos a que os nascidos vivos da coorte estão expostos desde o nascimento.

Esse procedimento já é rotineiro em países da Europa e América do Norte onde o processo de *linkage* entre o certificado de nascimento e o do óbito é realizado de forma automática através de programas de computador. No entanto, no Brasil, essa metodologia só se tornou possível com a implementação do uso da DN em anos recentes.

Como forma de aprimorar os dois subsistemas coordenados pelo Ministério da Saúde recomendam-se algumas medidas, que visam melhorar a qualidade das informações geradas e tornar mais fácil o processo de vinculação entre a DO e a DN: (a) compatibilizar os campos comuns aos dois documentos, como a duração da gestação; (b) inserir na DO um campo específico em que conste o número da DN de preenchimento obrigatório para óbitos de crianças menores de 1 ano de idade; (c) digitar o nome completo da mãe como forma de individualizar cada DN; (d) inserir no *software* SIM uma opção de vinculação das DOs com as DNs a partir de campos chaves como o código da DN e nome da mãe; (e) melhorar a qualidade das informações que constam nos itens Apgar no primeiro e quinto minutos, e filhos prévios nascidos vivos e nascidos mortos; (f) criar campos na DN e no programa SINASC que melhorem a qualidade da informação do endereço de residência da mãe de modo a possibilitar

uma análise do perfil de nascidos vivos em regiões desagregadas do município e a acoplar o banco de dados do SINASC a um *software* de geoprocessamento e (g) incentivar o processo de descentralização dos subsistemas, transferindo a gerência para a esfera municipal, para melhorar a qualidade das informações, agilizar a coleta, codificação, digitação, processamento e análise das DNs, o que tornaria possível o uso local dessas informações de forma rápida e ágil.

Finalmente, deve-se ressaltar a importância da análise da mortalidade infantil através da vinculação entre os subsistemas SIM e SINASC e recomendar à Secretaria Municipal de Saúde de Goiânia a aplicação rotineira desse procedimento como forma de monitorar o comportamento da probabilidade de morte em menores de um ano em cada coorte de nascimento, visando avaliar a tendência da mortalidade infantil a curto e médio prazos e como forma de avaliar o impacto de programas e ações destinadas à redução da mortalidade infantil no âmbito do Município. Além disso, recomenda-se a implementação de um programa de monitoramento de recém-nascidos de risco com base nos fatores de risco identificados neste estudo, com prioridade para os nascidos vivos em hospital público-estatal e os residentes nas regiões com indicadores sócio-econômicos mais desfavoráveis.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADETUNJI, J.A. - Infant mortality and mother's education in Ondo State, Nigeria. **Social Science and Medicine**, **40**: 253-263, 1995.
- AERTS, D.; LIMA, M.; HIRAKATA, V. - Perfil da mortalidade neonatal em Porto Alegre: um estudo integrado do SIM-SINASC. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE EPIDEMIOLOGIA, 3, CONGRESSO IBERO-AMERICANO DE EPIDEMIOLOGIA, 2, CONGRESSO LATINO-AMERICANO DE EPIDEMIOLOGIA, 1, Salvador, 1995. **Resumos**. (Resumo 1139).
- ALMEIDA, M.F. - *Mortalidade neonatal em Santo André*. São Paulo, 1994. (Tese - Doutorado - Faculdade de Saúde Pública da USP).
- BARROS, F.C.; VICTORA, C.G.; TEIXEIRA, A.M.B. - Mortalidade infantil em Pelotas-RS: fatores de risco e formas de prevenção. Estudo longitudinal das crianças nascidas em 1982 em Pelotas-RS. **Jornal de Pediatria**, **63**: 186-191, 1987a.
- BARROS, F.C.; VICTORA, C.G.; VAUGHAN, J.P.; ESTANISLAU, H.J. - Bajo peso al nacer en el municipio de Pelotas, Brasil: factores de riesgo. **Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana**, **102**: 541-554, 1987b.
- BATTELLINO, V.L.J. & BENNUN, F.R. - Niveles, tendencias y estructura de la mortalidad infantil en la provincia de Córdoba (Argentina). **Cuadernos Médico Sociales**, **56**: 45-58, 1991.
- BECERRA, J.E.; ATRASH, H.K.; PÉREZ, N.; SALICETI, J.A. - Low birthweight and infant mortality in Puerto Rico. **American Journal of Public Health**, **83**: 1572-1576, 1993.
- BECKER, R.A. & LECHTIG, A. - **Brasil: evolução da mortalidade infantil no período 1977-1984**. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1986.
- BENICIO, M.H.D.; MONTEIRO, C.A.; SOUZA, J.M.P.; LAMONICA, I.M.R. - Análise multivariada de fatores de risco para o baixo peso ao nascer em nascidos vivos do município de São Paulo, SP(Brasil). **Revista de Saúde Pública**, **19**: 311-320, 1985.
- BERKOWITZ, G.S. & PAPIERNIK, E. - Epidemiology of preterm birth. **Epidemiologic Reviews**, **15**: 414-443, 1993.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Fundação Nacional de Saúde. Centro Nacional de Epidemiologia. **Estatísticas de Mortalidade: Brasil 1989**. Brasília, 1993.

- BREILH, J.; CAMPAÑA, A.; COSTALES, P.; GRANDA, E.; PÁEZ, R.; YEPEZ, J. - **Deterioro de la vida: un instrumento para análisis de prioridades regionales en lo social y la salud.** Quito, Corporación Editora Nacional, 1990.
- BUCHALLA, C.M. - **Estudo de um grupo de recém-nascidos em maternidades: suas características e a mortalidade do período neonatal precoce.** São Paulo, 1988. (Tese - Mestrado - Faculdade de Saúde Pública da USP).
- CARVALHO, J.A.M. & WOOD, C.H. - Renda e concentração da mortalidade no Brasil. **Estudos Econômicos**, 7:107-130, 1977.
- CARVALHO, J.A.M. & WOOD, C.H. - Mortalidad, distribución del ingreso y residencia rural-urbana en Brazil. **Estudios de Población** 3: 7-19, 1978.
- CARVALHO, M. L.; NIOBEY, F.M.L.; MIRANDA, N.N.; SABROZA, P.C. - Concordância na determinação da causa básica de óbito em menores de um ano na região metropolitana do Rio de Janeiro, 1986. **Revista de Saúde Pública**, 24: 20-27, 1990.
- CASTELLANOS, P.L. - **Proyecto: sistemas nacionales de vigilancia de la situacion de salud segun condiciones de vida y del impacto de las acciones de salud y bienestar.** Washington, Organizacion Panamericana de la Salud, 1991.
- CESAR, C.L.G. - Fatores de risco associados à mortalidade infantil em Cotia e Vargem Grande Paulista, SP, 1984-1985: uma proposta de instrumentos preditivos. São Paulo, 1989. (Tese - Doutorado -Faculdade de Saúde Pública da USP).
- FERREIRA, C.E.C. Mortalidade infantil e desigualdade social em São Paulo. São Paulo, 1990. (Tese - Doutorado - Faculdade de Saúde Pública da USP).
- FONSECA, L.A.M. & LAURENTI, R. - A qualidade da certificação médica da causa de morte em São Paulo, Brasil. **Revista de Saúde Pública**, 8:21-29, 1974.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. - **Estatísticas do Registro Civil, 1992.** Rio de Janeiro, FIBGE, 1994.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estatísticas do Registro Civil, 1993.** Rio de Janeiro, FIBGE, 1995.

- GRAY, R.H.; FERRAZ, E.M.; AMORIM, M.S.; MELO, L.F. - Levels and determinants of early neonatal mortality in Natal, Northeastern Brazil: results of a surveillance and case-control study. **International Journal of Epidemiology**, 20: 467-473, 1991.
- GUERRA, H.L.; MENEZES, F.R.; CORREA, P.R.L. - Mortalidade neonatal e pós-neonatal na área de risco do Distrito Sanitário Noroeste de Belo Horizonte. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE EPIDEMIOLOGIA, 3, CONGRESSO IBERO-AMERICANO DE EPIDEMIOLOGIA, 2, CONGRESSO LATINO-AMERICANO DE EPIDEMIOLOGIA, 1, 1995, Salvador. **Resumos** (Resumo, 12).
- HECKMANN, I.C. - Análise do preenchimento de declaração de óbitos em localidade do Estado do RS, 1987. **Revista de Saúde Pública** 23:292-297, 1989.
- HOSMER, D.W.J. & LEMESHOW, S. - **Applied logistic regression**. New York, John Wiley & Sons, 1989.
- INSTITUTO DE PLANEJAMENTO MUNICIPAL. - **Plano de desenvolvimento integrado de Goiânia-PDIG**, Goiânia, IPLAN, 1992.
- JOFFE, M.; CHAPLE, J.; PATERSON, C.; BEARD, R.W. - What is the optimal caesarean section rate? an outcome based study of existing variation. **Journal of Epidemiology and Community Health**, 48: 406-411, 1994.
- KAHN, H.A. - **An introduction to epidemiologic methods**. New York, Oxford University Press, 1983.
- KLEINBAUM, D.G.; KUPPER, L.L.; MORGENSTERN, H. - **Epidemiologic research: principles and methods**. New York, Van Nostrand Reinhold Company, 1982.
- LAURENTI, R.; MELLO JORGE, M.H.P.; LEBRÃO, M.L.; GOTLIEB, S.L.D. - **Estatísticas de Saúde**. 2. ed. São Paulo, EPU, 1987.
- LEON, D. - Influence of birth weight on differences in infant mortality by social class and legitimacy. **British Medical Journal**, 303:964-967, 1991.
- LESER, W. - Relacionamento de certas características populacionais com a mortalidade infantil no município de São Paulo de 1950 a 1970. **Problemas Brasileiros**, 10:17-33, 1972.

- MACHARELLI, C.A. & OLIVEIRA, L.R. - Perfil do risco de óbito de crianças menores de um ano residentes em localidade do Estado de São Paulo, 1987. **Revista de Saúde Pública**, 25:121-128, 1991.
- MANTEL, N. & HAENSZEL, W. - Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies of disease. *Journal of the National Cancer Institute*, 22:719-48, 1959.
- MELO JORGE, M.H.P.; GOTLIEB, S.L.D.; SOBOLL, M.L.M.S.; BALDIJÃO, M.F.A.; LATORRE, M.R.D.O. - **O sistema de informação sobre nascidos vivos - SINASC**. São Paulo, Centro Brasileiro para Classificação de Doenças (MS/USP/OPAS-OMS), 1992, (Série Divulgação, 7).
- MELO JORGE, M.H.P.; GOTLIEB, S.L.D.; SOBOLL, M.L.M.S.; BALDIJÃO, M.F.A.; LATORRE, M.R.D.O. - Avaliação do sistema de informação sobre nascidos vivos e o uso de seus dados em epidemiologia e estatísticas de saúde. **Revista de Saúde Pública**, 27 (6 supl.), 1993.
- MENDONÇA, E.F.; GOULART, E.M.A.; MACHADO, J.A.D. - Confiabilidade da declaração de causa básica de mortes infantis em região metropolitana do sudeste do Brasil. **Revista de Saúde Pública**, 28: 385-91, 1994.
- MONTEIRO C.A. - Contribuição para o estudo do significado da evolução do coeficiente de mortalidade infantil no município de São Paulo-SP (Brasil) nas três últimas décadas: (1950-1979). **Revista de Saúde Pública**, 16:7-18, 1982.
- MORAIS NETO, O.L. & MARTELLI, C.M.T. - Desafios no uso vinculado do SIM e SINASC a nível municipal. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE EPIDEMIOLOGIA, 3, CONGRESSO IBERO-AMERICANO DE EPIDEMIOLOGIA, 2, CONGRESSO LATINO-AMERICANO DE EPIDEMIOLOGIA, 1, 1995, Salvador. **Resumos** (Resumo 1260).
- NIOBEY, F.M.L.; CASCÃO, A.M.; DUCHIADE, M.P.; SABROZA, P.C. - Qualidade do preenchimento de atestados de óbitos de menores de um ano na região metropolitana do Rio de Janeiro. **Revista de Saúde Pública**, 24: 311-318, 1990.
- NOBRE, L.C.; VICTORA, C.G.; BARROS, F.C.; LOMBARDI, C.; TEIXEIRA, A.M.B.; FUCHS, S.C. - Avaliação da qualidade da informação sobre a causa básica de óbitos infantis no RS (Brasil). **Revista de Saúde Pública**, 23: 207-213, 1989.



- NOTZON, F.C.; PLACEK, P.J.; TAFFEL, S.M. - Comparisons of national cesarean section rates. **New England Journal of Medicine**, 316:386-389, 1987.
- ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE - OMS, - **World Health Statist. Annu.**, 1993.
- ORTIZ, L.P. & CAMARGO, A.B.M. - Mortalidade infantil em São Paulo no período de 1980/1992. **Informe Demográfico**, 26:79-115, São Paulo, Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados - SEADE., 1994.
- OVERPECK, M.D.; HOFFMAN, H.J.; PRAGER, K. - The lowest birth-weight infants and the US infant mortality rate: NCHS 1983 linked birth/infant death data. **American Journal of Public Health** 82: 441-444, 1992.
- PAIM, J.S. & COSTA, M.C.N. - Decréscimo e desigualdade da mortalidade infantil: Salvador, 1980-1988. **Boletim de la Oficina Sanitaria Panamericana**, 114:415-428, 1993.
- PAULA, A.M.C.; EVANGELISTA FILHO, D; PEREIRA, I.P.A.; ALBANO, A.H.B.L.; FERNANDES, R.M. - Avaliação dos dados de mortalidade, Brasil - 1979 a 1989. **Informe epidemiológico do SUS**, 1:21-44, 1994.
- PEREIRA, M.G. & CASTRO, E.S. - Avaliação do preenchimento de declarações de óbito: Brasília-DF (Brasil) 1977-78. **Revista de Saúde Pública**, 15:14-19, 1981.
- PINO ZÚÑIGA, H.P. & MONTEIRO, C.A. - Uma nova hipótese para a ascensão da mortalidade infantil da cidade de São Paulo nos anos 60. In: MONTEIRO, C.A.(Org.). - **Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e de suas doenças**. São Paulo, HUCITEC, 1995. p.157-172.
- PRAGER, K.; FLINCHUM, G.A.; JOHNSON, D.P. - The NCHS pilot project to link birth and infant death records: stage 1. **Public Health Reports**; 102:216-223, 1987.
- PUFFER, R.R. & SERRANO, C.V. - **Características de la mortalidad en la niñez**. 1973. Organización Panamericana da Saúde, Washington. (Publicação Científica, 262).

- RODRIGUES, C.S.; MAGALHÃES, H.M.; EVANGELISTA, P.A.; LADEIRA, R.M.; LAUDARES, S. - Perfil dos nascidos vivos no município de Belo Horizonte, 1992-94. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE EPIDEMIOLOGIA, 3, CONGRESSO IBERO-AMERICANO DE EPIDEMIOLOGIA, 2, CONGRESSO LATINO-AMERICANO DE EPIDEMIOLOGIA, 1, 1995, Salvador. **Resumos** (Resumo 1304).
- ROSETO BIXBY.L. - Determinantes del descenso de la mortalidad infantil en Costa Rica. **Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana**, 99:510-27, 1985.
- SAKALA, C. - Medically unnecessary cesarean section births: introduction to a Symposium. **Social Science and Medicine**, 37:1177-1198, 1993.
- SANDIFORD, P.; MORALES, P.; GORTER, A.; COYLE, E.; SMITH, G.D. - Why do child mortality rates fall ? – an analysis of the Nicaraguan experience. **American Journal of Public Health**, 81: 30-7, 1991.
- SAS, INSTITUTE INC - SAS. - **Introductory guide for personal computers**. Cary, N.C. - USA, Version 6, 1985.
- SAWYER, O.D.; FERNANDEZ, C.R.; MONTE-MOR, R.L. - The impact of urbanization and industrialization on mortality in Brazil. **World Health Statistics Quarterly**, 40: 84-95, 1987.
- SEMENCIW, R.M.; MORRISON, H.I.; LINDSAY, J.; SILINS, J.; SHERMAN, G.J.; MAO, Y.; WIGLE, D.T. - Risk factors for postneonatal mortality: results from a record linkage study. **International Journal of Epidemiology**, 15: 369-72, 1986.
- SIMÕES, C.C.S. - Novas estimativas da mortalidade infantil 1980-1987. In: **Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil**. Rio de Janeiro, Fundação IBGE/UNICEF, 1989.
- SIMÕES, C.C.S. & MONTEIRO, C.A. - Tendência secular e diferenciais regionais da mortalidade infantil no Brasil. In: MONTEIRO, C.A. (Org.). - **Velhos e novos males da saúde no Brasil. A evolução do país e de suas doenças**. São Paulo, HUCITEC/NUPENS/USP, 1995.
- SIMÕES, C.C.S. & OLIVEIRA, L.A.P. - Considerações sobre o recente declínio da mortalidade infantil no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 5, 1986, Águas de São Pedro-SP. **Anais**, Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 1986. 1v.

- SOUZA, R.K.T. - Mortalidade infantil e sub-registro de nascidos vivos no município de Maringá-PR, em 1989. São Paulo, 1992. (Tese - Mestrado - Faculdade de Saúde Pública da USP).
- SOUZA, R.K.T. & GOTLIEB, S.L.D. - Probabilidade de morrer no primeiro ano de vida em área urbana da região Sul, Brasil. **Revista de Saúde Pública**, **27**: 445-454, 1993.
- TURCHI, M.D.; ELIAS, M.J.P.; HARADA, L.Y; LOPES,C.L.R.; MORAIS NETO,O.L.; MARTELLI,C.M.T. - Mortalidade infantil: distribuição espacial no município de Goiânia em 1992. **Revista de Patologia Tropical e Saúde Pública**, **23**(1 supl.):35, 1994.
- VICTORA, C.G.; FACCHINI, L.A.; BARROS, F.; LOMBARDI, C. - Pobreza e saúde: como medir nível sócio-econômico em estudos epidemiológicos de saúde infantil ? In: CONGRESSO BRASILEIRO DE EPIDEMIOLOGIA, 1, 1990, Campinas-SP, **Anais**, p.302315.
- VICTORA, C.G. & BARROS, F.C. - Repensando a associação entre indicadores de saúde e de qualidade de vida. In: COSTA, M.F.F.L. & SOUSA, R.P. (Org.). - **Qualidade de vida: compromisso histórico da epidemiologia**. Belo Horizonte, COOPMED/ABRASCO, 1994. p.19-24.
- VICTORA, C.G.; BARROS, F.C.; HALPERN, R.; MENEZES, A.M.B.; HORTA, B.L. TOMASI, E.; WEIDERPASS, E.; CESAR, J.A.; OLINTO, M.T.; GUIMARÃES, P.R.V.; GARCIA, M.M.; VAUGHAN, J.P. - Estudo longitudinal da população materno-infantil da região urbana do Sul do Brasil, 1993: aspectos metodológicos e resultados preliminares. **Revista de Saúde Pública**, **30**:34-45, 1996.
- YUNES, J. - Evolução da mortalidade infantil e mortalidade infantil proporcional no Brasil. **Pediatria** **3**: 42-53, 1981.
- YUNES, J. & RONCHEZEL, V.S.C. - Evolução da mortalidade geral, infantil e proporcional no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, **8** (Supl.):3-48, 1974.

ANEXOS

Anexo 1 - Declaração de Nascido Vivo

I		01 - DECLARAÇÃO DE NASCIDO VIVO Nº 10724581	
B	 REPUBLICA FEDERATIVA DO BRASIL MINISTÉRIO DA SAÚDE 1ª VIA - ORIGEM DE PROCESSAMENTO	CARTÓRIO	02 - CARTÓRIO DE
			03 - Nº DO REGISTRO
B			04 - DATA DO REGISTRO
			05 - MUNICÍPIO
			06 - UF
B	LOCAL DA OCORRÊNCIA 06 - INDICAR COM UM "X" NO QUADRO: <input type="checkbox"/> 1 HOSPITAL <input type="checkbox"/> 2 OUTRO ESTAB. DE SAÚDE <input type="checkbox"/> 3 DOMICÍLIO <input type="checkbox"/> 4 OUTRO LOCAL	06 - ENDEREÇO 10 - MUNICÍPIO 11 - UF	07 - CÓDIGO
			12 - CÓDIGO
			13 - NOME DO ESTABELECIMENTO
B			14 - CÓDIGO
			SE OCORRIDO EM ESTABELECIMENTO DE SAÚDE
IV	15 - NASCIMENTO: DATA DIA MÊS ANO HORA MIN	16 - SEXO (MARCAR COM "X" NO QUADRO): <input type="checkbox"/> 1 MASCULINO <input type="checkbox"/> 2 FEMININO	17 - PESO AO NASCER (ATE A 2ª HORA) _____
			18 - ÍNDICE DE APGAR: 11 MINUTO 5º MINUTO
V	19 - DURAÇÃO DA GESTAÇÃO (EM SEMANAS) (INDICAR COM "X" NO QUADRO): <input type="checkbox"/> 1 0 - 27 <input type="checkbox"/> 2 28 - 27 <input type="checkbox"/> 3 28 - 30 <input type="checkbox"/> 4 37 - 41 <input type="checkbox"/> 5 42 E MAIS <input type="checkbox"/> 6 IGNORADA	20 - TIPO DE GRAVIDEZ (INDICAR COM "X" NO QUADRO): <input type="checkbox"/> 1 ÚNICA <input type="checkbox"/> 2 DUPLA <input type="checkbox"/> 3 TRÍPLICE <input type="checkbox"/> 4 MAIS DE 3 <input type="checkbox"/> 5 IGNORADO	21 - TIPO DE PARTO (INDICAR COM "X" NO QUADRO): <input type="checkbox"/> 1 ESPONTÂNEO <input type="checkbox"/> 2 OPERATÓRIO <input type="checkbox"/> 3 FORÇEPS <input type="checkbox"/> 4 OUTRO <input type="checkbox"/> 5 IGNORADO
VI	22 - NOME 24 - GRAU DE INSTRUÇÃO (INDICAR COM "X" NO QUADRO): <input type="checkbox"/> 1 NENHUM <input type="checkbox"/> 2 1º GRAU INCOMPLETO <input type="checkbox"/> 3 1º GRAU COMPLETO <input type="checkbox"/> 4 2º GRAU <input type="checkbox"/> 5 SUPERIOR <input type="checkbox"/> 6 IGNORADO	RESIDÊNCIA HABITUAL 25 - ENDEREÇO 26 - BAIRRO 27 - MUNICÍPIO 28 - UF 29 - CÓDIGO	23 - IDADE _____
			30 - FILHOS VIVOS (INDICAR QUANTOS) (NÃO INCLUIR ESTA GESTAÇÃO) <input type="checkbox"/> NASC. VIVOS <input type="checkbox"/> NASC. MORTOS <input type="checkbox"/> TOTAL
VII	RESPONSÁVEL PELO PREENCHIMENTO 31 - NOME _____	33 - FUNÇÃO _____	
PARA REGISTRAR ESTA CRIANÇA (OBRIGATÓRIO POR LEI), O PAI OU RESPONSÁVEL DEVERÁ LEVAR ESTE DOCUMENTO AO CARTÓRIO DE REGISTRO CIVIL. ATENÇÃO:  ESTE DOCUMENTO NÃO SUBSTITUI A CERTIDÃO DE NASCIMENTO			

Anexo 2 - Declaração de óbito

DECLARAÇÃO DE ÓBITO N.º	
 REPÚBLICA FEDERATIVA DO BRASIL MINISTÉRIO DA SAÚDE 1ª VIA - ESTATÍSTICA DE SAÚDE	CARTÓRIO DE N.º DO REGISTRO DATA DO REGISTRO
UNIDADE DA FEDERAÇÃO	
ÓBITO FETAL <input type="checkbox"/> NÃO <input type="checkbox"/>	NOME _____
DATA DO ÓBITO HORA _____ DIA _____ MÊS _____ ANO _____	
ESTADO CIVIL	SEXO
SOLTEIRO <input type="checkbox"/> CASADO <input type="checkbox"/> VIUVO <input type="checkbox"/> MARIADO <input type="checkbox"/> DESQUILADO <input type="checkbox"/> OUTRO <input type="checkbox"/> IGNORADO <input type="checkbox"/> FEMIN <input type="checkbox"/> MASC <input type="checkbox"/>	DATA NASCIMENTO _____ IDADE _____ DIA _____ MÊS _____ ANO _____ ANOS COMPLETADOS _____ ATÉ 1 ANO _____ ATÉ 2 ANOS _____ ATÉ 3 ANOS _____
LOCAL DE OCORRÊNCIA	ENDEREÇO
HOSPITAL <input type="checkbox"/> VIA PÚBLICA <input type="checkbox"/> DOMICÍLIO <input type="checkbox"/> OUTRO <input type="checkbox"/> IGN <input type="checkbox"/>	MUNICÍPIO _____
RESIDÊNCIA HABITUAL (RUA, NÚMERO, BARRIO, ETC.) _____	
MUNICÍPIO _____ U.F. _____	
OCCUPAÇÃO HABITUAL DO FALECIDO _____	NATURALIDADE _____
GRAU DE INSTRUÇÃO NENHUMA <input type="checkbox"/> FUNDAMENTAL <input type="checkbox"/> 2º GRAU <input type="checkbox"/> SUPERIOR <input type="checkbox"/> IGN <input type="checkbox"/>	
FILIAÇÃO	NOME DO PAI _____
NOME DA MÃE _____	
PAI	OCCUPAÇÃO HABITUAL _____
GRAU DE INSTRUÇÃO NENHUMA <input type="checkbox"/> FUNDAMENTAL <input type="checkbox"/> 2º GRAU <input type="checkbox"/> SUPERIOR <input type="checkbox"/> IGN <input type="checkbox"/>	
MÃE	OCCUPAÇÃO HABITUAL _____
GRAU DE INSTRUÇÃO NENHUMA <input type="checkbox"/> FUNDAMENTAL <input type="checkbox"/> 2º GRAU <input type="checkbox"/> SUPERIOR <input type="checkbox"/> IGN <input type="checkbox"/>	
N.º DE FILHOS TIDOS	DURAÇÃO DA GESTAÇÃO (EM SEMANAS)
NASC. VIVOS _____ NASC. MORTOS _____ TOTAL _____ MÊS DE 20 _____ DE 20 A 27 _____ 28 OU MAIS _____ IGN <input type="checkbox"/>	ÚNICA <input type="checkbox"/> DUPLA <input type="checkbox"/> TRÍPLICE <input type="checkbox"/> MAIS DE 3 <input type="checkbox"/> IGN <input type="checkbox"/>
PARTO	
ESPONTÂNEO <input type="checkbox"/> OPERATÓRIO <input type="checkbox"/> FORÇADO <input type="checkbox"/> IGN <input type="checkbox"/> ANTES <input type="checkbox"/> DURANTE <input type="checkbox"/> DEPOIS <input type="checkbox"/> IGN <input type="checkbox"/>	
MORTE SEM RELAÇÃO AO PARTO: _____ PARA MENORES DE 28 DIAS OU ÓBITO FETAL, PESO AO NASCER _____ IGN <input type="checkbox"/>	
RECEBEU ASSISTÊNCIA MÉDICA DURANTE A DOENÇA QUE OCASIONOU A MORTE	O MÉDICO QUE ASSINA ATENDEU AO FALECIDO
SIM <input type="checkbox"/> NÃO <input type="checkbox"/> IGN <input type="checkbox"/>	SIM <input type="checkbox"/> NÃO <input type="checkbox"/> IGN <input type="checkbox"/>
O DIAGNÓSTICO FOI CONFIRMADO	
EXAME COMPLEMENTAR _____ CIRCUNSTÂNCIA _____ NECROPSIA _____ SIM <input type="checkbox"/> NÃO <input type="checkbox"/> SIM <input type="checkbox"/> NÃO <input type="checkbox"/> SIM <input type="checkbox"/> NÃO <input type="checkbox"/>	
CAUSA DA MORTE (BASEAR-SE EM UM DIAGNÓSTICO POR LÍQUOR)	
PARTE - I DOENÇA OU ESTADO MORBIDO QUE CAUSOU DIRETAMENTE A MORTE DEVIDO A OU COMO CONSEQUÊNCIA DE _____	
CAUSAS ANTECEDENTES ESTADOS MORBIDOS DE EXISTÊNCIA QUE PRODUZIRAM A CAUSA ACIMA REGISTRADA, MENCIONANDO SE EM ÚLTIMO LUGAR A CAUSA BÁSICA DEVIDO A OU COMO CONSEQUÊNCIA DE _____	
PARTE - II OUTROS ESTADOS PATOLÓGICOS SIGNIFICATIVOS QUE CONTRIBUÍRAM PARA A MORTE, PORÉM NÃO RELACIONADOS COM A DOENÇA OU ESTADO PATOLÓGICO QUE A PRODUZIU _____	
MORTE NÃO NATURAL - PROVÁVEL CIRCUNSTÂNCIA DA MORTE	
TIPO	ACIDENTE DE TRABALHO
HOMICÍDIO <input type="checkbox"/> SUICÍDIO <input type="checkbox"/> ACIDENTE <input type="checkbox"/> SEMPRE ACIDENTE DE TRÂNSITO <input type="checkbox"/> QUEDA <input type="checkbox"/> ALOJAMENTO <input type="checkbox"/> OUTRO <input type="checkbox"/> IGNORADO <input type="checkbox"/>	LOCAL DO ACIDENTE VIA PÚBLICA <input type="checkbox"/> DOMICÍLIO <input type="checkbox"/> OUTRO <input type="checkbox"/> IGN <input type="checkbox"/>
NOME DO MÉDICO _____ CRM _____ ENDEREÇO DO MÉDICO _____ TELEFONE _____ ASSINATURA _____	DATA DO ATESTADO _____
DECLARANTE _____	
1ª TESTEMUNHA _____	
2ª TESTEMUNHA _____	
CEMITÉRIO EM QUE SERÁ ENTERRADO _____	
MUNICÍPIO _____	

ANTES DE PREENCHER DESTAQUE O CONJUNTO DE DUAS VIAS E LEVA COM ATENÇÃO O MANUAL DE INSTRUÇÕES

SUMMARY

The purpose of this study was to estimate the infant mortality in Goiânia county and to investigate the role of potential risk factors reported by the birth certificate to infant mortality in a 1992 live birth cohort.

The 1992 Goiânia birth cohort was defined by the infant births and deaths linkage process. The probability of infant death in the first year of life, relative risk and 95% confidence interval were calculated for the overall cohort and by sub-groups. Data were analysed according to the variables reported on birth certificates in order to investigate infant mortality risk factors in the neonatal and postneonatal period. Stratified analysis and logist regression were used to calculate adjusted relative risks taking into account the potential confounding variables.

The cohort had 20981 live births which occurred in 1992 and 231 and 111 corresponding deaths in neonatal and postneonatal periods, respectively. The estimated probability of dying in the first year was 16.3 per 1000 live births. 11.0 per 1000 in the neonatal period and 5.3 per 1000 in the postneonatal period. The highest RRs of neonatal mortality were found in preterm babies (RR= 11.3 CI 95% 7.2-17.9), low birthweight (RR = 7.5 CI 95% 4.7-11.9), multiple pregnancy (RR = 3.5 CI 95% 2.0-6.2), public hospitals labor attendance (RR = 2.3 CI 95% 1.5-3.6) and as a protective factor cesarian section delivery (RR = 0.7 CI95% 0.5-1.0). The highest RRs of postneonatal mortality were found among illiterate mothers (RR = 5.5 CI 95% 1.1-28.3), multiple pregnancy (RR = 3.5 CI 95% 1.5-8.0), low birthweight (RR = 2.9 CI 95% 1.5-5.5), public hospitals labor attendance (RR = 2.7 CI 95% 1.1-6.2) and preterm babies (RR= 2.2 CI 95% 1.0-4.6).

The live birth certificate and death certificate linkage process made possible the identification of risk factors for neonatal and postneonatal deaths based on individual information. This strategy should enable local health authorities to monitor short and medium-term changes of infant mortality, to assess the impact of community and health service