

Análise da sobrevida infantil segundo características maternas, da gestação, do parto e do recém nascido na coorte de nascimento de 2005 no Município do Rio de Janeiro-RJ, Brasil

doi: 10.5123/S1679-49742012000300007

Infant survival analysis according to maternal, pregnancy, parturition and newborn characteristics in the live birth cohort of 2005 in the Municipality of Rio de Janeiro-RJ, Brazil

Gisele Almeida de Noronha

Instituto de Estudos em Saúde Coletiva, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro-RJ, Brasil

Tania Guillén de Torres

Instituto de Estudos em Saúde Coletiva, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro-RJ, Brasil

Pauline Lorena Kale

Instituto de Estudos em Saúde Coletiva, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro-RJ, Brasil

Resumo

Objetivo: investigar associações entre sobrevida infantil e características maternas, da gestação, do parto e do recém-nascido na coorte de nascimento de 2005, no município do Rio de Janeiro, estado do Rio de Janeiro, Brasil. **Métodos:** estudo de coorte retrospectivo com dados dos Sistemas de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc) e sobre Mortalidade (SIM); calculou-se a probabilidade de sobrevida infantil pelos métodos de tábua de vida atuarial e de Kaplan-Meier. **Resultados:** probabilidade de sobrevida estimada em 0,9861; maiores probabilidades de morte encontradas entre nascidos vivos de mães com menos de 20 anos de idade (0,0148), por parto vaginal (0,0146), do sexo masculino (0,0154), com peso ao nascer inferior a 2.500g (0,0861) e prematuros (0,0992); a promoção de cuidados perinatais pelos serviços de saúde poderia evitar cerca de 65,0% desses óbitos. **Conclusão:** o uso dos dados dos sistemas nacionais de informações é um importante instrumento de definição de políticas de saúde materno-infantil.

Palavras-chave: Estudos de Coortes; Análise de Sobrevida; Nascimento Vivo; Peso ao Nascer; Mortalidade Infantil; Causas de Morte.

Abstract

Objective: to investigate associations between infant survival and maternal, pregnancy, parturition and newborn characteristics, in the birth cohort of 2005, in the municipality of Rio de Janeiro, state of Rio de Janeiro, Brazil. **Methods:** a retrospective cohort study, carried out using data from Live Birth Information System (Sinasc) and Mortality Information System (SIM); probability of infant survival was estimated using actuarial life table and Kaplan-Meier methods. **Results:** the probability of infant survival was estimated in 0.9861; highest probabilities of death were found among babies born to mothers aged under 20 years (0.0148), by vaginal delivery (0.0146), male (0.0154), weighing under 2,500g (0.0861) and premature (0.0992); about 65.0% of these deaths could be avoided improving perinatal care health services. **Conclusion:** the use of National information systems data is an important tool to define maternal and child policies.

Key words: Cohort Studies; Survival Analysis; Birth Weight; Live Birth; Infant Mortality; Cause of Death.

Endereço para correspondência:

Avenida Horácio Macedo, S/N, Ilha do Fundão, Cidade Universitária, Rio de Janeiro-RJ, Brasil. CEP: 21941-598
E-mail: giselenoronha@gmail.com

Introdução

A mortalidade infantil representa um dos indicadores mais comumente empregados para análise da situação de saúde de um país. Ela é reconhecida não só como indicador das condições de saúde da população menor de um ano de idade como também por ser a variável que melhor reflete as condições gerais de vida. A mortalidade infantil é considerada indicador-síntese da qualidade de vida, dos serviços de atenção à saúde e do nível de desenvolvimento humano de uma população.¹

Tradicionalmente, nos estudos sobre mortalidade infantil, o risco de morte é estimado pelo cálculo da taxa de mortalidade infantil (TMI), a qual utiliza dados seccionais de morte e nascimento. Devido à predominância do componente neonatal na taxa de mortalidade infantil, à medida que a TMI decresce, aumenta a probabilidade de o óbito infantil (numerador da TMI) pertencer à coorte de nascimento com vida (denominador da TMI) para um dado ano-calendário.²

No estado do Rio de Janeiro, a TMI reduziu-se de 21,0 para 16,0 por mil nascidos vivos (NV), e na capital, Rio de Janeiro-RJ, de 18,0 para 14,0 por mil NV, entre os anos de 1999 e 2005. Em 2005, algumas capitais da Região Sul do Brasil já apresentavam níveis inferiores de TMI, como Curitiba-PR (11,0 óbitos por mil NV) e Florianópolis-SC (8,0 por mil NV).³

A mortalidade infantil é considerada indicador-síntese da qualidade de vida, dos serviços de atenção à saúde e do nível de desenvolvimento humano de uma população.

A sobrevida infantil é influenciada por diversos fatores – socioeconômicos, culturais, demográficos, ambientais, perinatais e assistenciais. Entre as variáveis fortemente preditoras do óbito infantil encontram-se o baixo peso ao nascer, cuja prevalência apresenta uma tendência estável, e a prematuridade, com prevalência crescente em algumas cidades brasileiras, nos últimos anos.^{4,5} Muitos óbitos infantis poderiam ser evitados com a adoção de medidas de prevenção e promoção da saúde, tais como programas de imunização pré-natal e puericultura de qualidade, planejamento familiar e qualificação das estruturas de saúde e recursos huma-

nos, tanto nas unidades básicas de saúde como na rede hospitalar,⁶ de forma equânime para a população.^{5,7}

As estatísticas vitais, de amplitude nacional e atualização contínua, constituem fontes de informações privilegiadas para o estudo e monitoramento da desigualdade em saúde.⁸ Os Sistemas de Informações sobre Mortalidade (SIM) e sobre Nascidos Vivos (Sinasc) vêm apresentando maior cobertura e qualidade das informações, o que permite a realização de estudos epidemiológicos.⁹

Na literatura científica, são diversos os estudos nacionais de base populacional sobre a mortalidade infantil, mensurada pelo cálculo da TMI com dados transversais^{6,10,11} ou longitudinais^{5,7,12} e, com menor frequência, estudos sobre a sobrevida infantil com o emprego dos métodos da tábua de vida e de Kaplan-Meier.^{13,14}

O objetivo deste estudo foi investigar associações entre a sobrevida infantil e características maternas, da gestação, do parto e do recém-nascido na coorte de nascimento de 2005 de residentes no município do Rio de Janeiro-RJ.

Métodos

Trata-se de um estudo de coorte retrospectivo dos nascidos vivos (NV). Foram identificados todos os óbitos de menores de um ano de idade (óbitos infantis) ocorridos em 2005 e 2006, de nascidos vivos no ano de 2005 e residentes do município do Rio de Janeiro-RJ, a partir das informações dos seguintes campos das Declarações de Óbito (DO): data do nascimento (1º de janeiro a 31 de dezembro de 2005); data do óbito (1º de janeiro de 2005 a 30 de dezembro de 2006); e município de residência (Rio de Janeiro-RJ).

As fontes de dados sobre nascidos vivos e óbitos foram os Sistemas de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc) e sobre Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde. Os dados não possuem identificação nominal e endereço residencial e estão disponíveis, para livre acesso, no endereço eletrônico do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (Datasus).³

Foi realizada uma descrição dos nascidos vivos e dos óbitos infantis segundo algumas variáveis consideradas importantes na avaliação dos fatores de risco da mortalidade infantil,¹⁵ comuns aos sistemas de informações (Sinasc e SIM) e com percentuais de informações ignoradas e não preenchidas menores

que 20,0%: idade materna (10-19; 20-34; ≥ 35 anos e ignorada/não informada); idade gestacional (<37; ≥ 37 semanas de gestação e ignorada/não informada); tipo de parto (vaginal; cesáreo e ignorada/não informada); sexo (masculino; feminino e ignorada/não informada) e peso ao nascer (<2.500; ≥ 2.500 gramas e ignorada/não informada).

Os óbitos infantis foram classificados segundo os critérios de causa evitável por uma adequada atuação do setor Saúde (causas reduzíveis) ou por atuação conjunta de outros setores (causas parcialmente reduzíveis). As causas não evitáveis são doenças de alta letalidade, em que não há possibilidade de intervenção, isto é, aquelas que não dispõem de tecnologia médica e sanitária capaz de evitar o óbito decorrente. As causas mal definidas correspondem às causas do Capítulo XVIII – Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e laboratoriais não classificados em outra parte, da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde – 10ª Revisão (CID-10). Ambos os grupos de causas, não evitáveis e mal definidas, foram classificados em categorias à parte.¹⁶

Considerando-se as causas de óbito que podem ser evitadas apenas pela atuação do setor Saúde, os óbitos infantis foram classificados em duas categorias: causas evitáveis (agregando todas as causas reduzíveis); e causas não evitáveis (agregando as demais causas).

Foram calculadas as taxas de mortalidade infantil por mil NV segundo componente etário, características maternas, da gestação, do parto e do recém-nascido na coorte de nascimento de 2005 (perspectiva longitudinal).

Apesar da existência de um campo na DO infantil destinado ao número correspondente da Declaração de Nascido Vivo (DN), em 2005, seu preenchimento ainda era insatisfatório devido à alta frequência de incompletude (47,0%), o que não permitiu o relacionamento completo das bases de dados do SIM e do Sinasc a partir dessa informação. Outra opção seria realizar esse relacionamento das bases de dados pelo nome da mãe e pela data de nascimento constantes em ambas as declarações, DO e DN. Contudo, essas informações não se encontram disponíveis nos bancos de dados consultados.

Sendo assim, dada a impossibilidade de relacionamento individual – dos registros de morte infantil com os respectivos registros de nascidos vivos – para

uma análise pragmática da sobrevida e probabilidade de morte infantil na coorte de nascimento de 2005, foram gerados dois bancos (um de nascidos vivos e outro de óbitos infantis) para cada variável analisada (fator de risco).

No banco de dados de óbitos infantis, constavam apenas três variáveis: tempo (dias de vida durante o seguimento, isto é, idade em dias do óbito infantil); status (condição vital: morreu – código 1 –; ou sobreviveu – código 0; e como eram óbitos infantis, todos receberam o código 1); e a variável específica selecionada (por exemplo, sexo: 0 para masculino e 1 para feminino; os ignorados foram excluídos da análise). O banco de nascidos vivos foi criado a partir das frequências por categoria da variável selecionada, subtraindo-se os óbitos infantis de cada categoria da mesma variável selecionada (por exemplo, para a variável sexo, do total de nascidos vivos do sexo masculino, foram subtraídos os óbitos infantis do sexo masculino). As variáveis tempo e status do banco de nascidos vivos receberam, respectivamente, os códigos 364 (dias de vida durante o seguimento, correspondentes a 1 ano incompleto) e 0 (sobreviventes). Posteriormente, os bancos de óbitos infantis e de nascidos vivos por variável selecionada foram unidos em um único banco de dados, para estimar as curvas de sobrevida pelo estimador produto-limite de Kaplan-Meier.

Para melhor compreensão do método, são apresentados os quatro passos para a geração de um banco de dados a partir das frequências observadas de nascidos vivos e dos óbitos infantis, segundo uma variável selecionada. Tomemos um exemplo hipotético, segundo a variável 'sexo', para dados observados de nascidos vivos (Sinasc) que totalizam 100 mil, dos quais 51.068 do sexo masculino e 48.932 do sexo feminino, e dados observados de óbitos infantis (SIM), que totalizam 785 óbitos do sexo masculino e 608 do sexo feminino.

Passo 1: informações para a construção do banco de dados de sobreviventes segundo a variável sexo: cálculo do número de nascidos vivos sobreviventes [número de nascidos vivos observados (Sinasc), do qual é subtraído o número de óbitos infantis observados (SIM) para cada categoria da variável selecionada]. No exemplo hipotético tomado sexo masculino ($51.068 - 785 = 50.283$) + sexo feminino ($48.932 - 608 = 48.324$) = 98.607. Foram excluídos registros com informações ignoradas para sexo.

Passo 2: construção do banco de dados de sobreviventes para a variável sexo mediante a geração de um banco de dados com 3 variáveis: sexo (0 para masculino, 1 para feminino); status (condição vital: morreu, código 1; ou sobreviveu, código 0); e tempo (dias de vida durante o seguimento). De acordo com nosso exemplo, o número de observações de sobreviventes foi de 98.607 registros: para a variável sexo, 50.283 e 48.324 registros receberam, respectivamente, os códigos 0 e 1; para a variável status, todos os registros receberam o código 0; e para a variável tempo, a informação 364, correspondente aos dias vividos antes de completar-se 1 ano.

Passo 3: construção do banco de dados de óbitos infantis para a variável sexo: a partir do banco de dados dos óbitos observados (SIM), foram mantidas as variáveis idade do óbito em dias (correspondente à variável tempo) e sexo (foram excluídos registros com informações ignoradas); e foi criada uma variável status, na qual todos os registros receberam o código 1 (óbito).

Passo 4: junção dos dois bancos para a variável sexo (banco de dados de sobreviventes, para a variável sexo; e banco de dados de óbitos infantis, para a variável sexo), com o propósito de analisar as curvas de sobrevida segundo sexo.

Para as análises da sobrevida e probabilidade de morte infantil, foi utilizada a tábua de vida atuarial. Este método é utilizado para descrever um conjunto relativamente grande de dados, agrupados em intervalos de tempo convenientes para a investigação, e tem como pressupostos a ausência de tendência temporal da sobrevida durante o tempo-calendário observado; perdas, se houver, não são seletivas.¹⁷ Os intervalos de tempo selecionados foram: até 24 horas e de 1 a 6 dias, ambos correspondentes ao período neonatal precoce; 7 a 27 dias (período neonatal tardio); 28 a 90 dias; 91 a 180 dias; 181 a 270 dias; e 271 a 365 dias incompletos (28 a 365 dias incompletos, correspondentes ao período pós-neonatal). Foram calculados os riscos relativos (RR) e respectivos intervalos de confiança de 95% (IC_{95%}) das probabilidades de morte segundo intervalos de tempo.

Para análise das curvas de sobrevida, utilizou-se o estimador produto-limite de Kaplan-Meier. Neste método, os períodos de observação são definidos em função do instante exato da ocorrência de cada evento.¹⁷ A menor unidade de tempo no presente estudo foi o dia (primeiras 24 horas de vida). A diferença entre as

curvas de sobrevida, segundo as variáveis selecionadas, foi determinada pelo teste estatístico log-rank. Para essa análise, utilizou-se o *software* Data Analysis and Statistical Software (Stata) versão 9.0.

Para a análise das causas evitáveis de morte infantil, foi construída uma curva de riscos acumulados basal para óbito, usando a abordagem de eventos competitivos: isto é, quando cada indivíduo se encontra simultaneamente em risco para dois ou mais eventos e a ocorrência de um elimina a chance de qualquer outro evento acontecer.¹⁸ Foi utilizada a biblioteca Survival do *software* R (The R Project for Statistical Computing).

O estudo obteve a aprovação do Comitê de Ética e Pesquisa do Instituto de Estudos em Saúde Coletiva (IESC), da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), sob o nº 46/2009.

Resultados

A coorte de nascimentos do município do Rio de Janeiro-RJ, em 2005, foi composta por 84.831 nascidos vivos – NV. Destes, 1.181 faleceram antes de completar um ano de vida, cerca de 47,0% no período neonatal precoce (até 6 dias de vida), 21,0% no período neonatal tardio (7 a 27 dias) e 32,0% no período pós-neonatal (28 dias até 1 ano incompleto). Os óbitos infantis (OI) no período neonatal precoce ocorreram de forma exponencial decrescente, do momento do nascimento (31,0%) até o final da primeira semana de vida (6,0%).

As informações obtidas a partir das Declarações de Nascidos Vivos (Sinasc) apresentaram baixo percentual de ignorados e não preenchidos, menor que 10,0%. Quanto às informações obtidas a partir das Declarações de Óbito infantis (SIM), estas apresentaram maior percentual de incompletude; à exceção da variável sexo, que apresentou 0,4% de informações ignoradas e não preenchidas. O padrão de distribuição de NV e OI segundo idade materna foi semelhante. A faixa etária de maior frequência foi a de 20 a 34 anos (NV:69,8% e OI:55,7%), seguida das idades de 10 a 19 anos (NV:17,6% e OI:18,7%). Quanto à idade gestacional, a proporção de prematuridade, isto é, menos que 37 semanas de gestação, foi sete vezes maior entre os OI (59,2%), comparativamente aos NV (8,3%). Em relação ao tipo de parto, predominou o parto cesáreo entre os NV (50,8%) e o parto vaginal entre os OI (51,2%). No que diz respeito ao recém-nascido, observou-se maior frequência de meninos,

principalmente entre os OI (56,1%) e a prevalência de baixo peso ao nascer (<2.500g) entre os NV (9,6%) foi seis vezes menor que entre os OI (59,3%) (Tabela 1).

A taxa de mortalidade infantil na coorte de nascidos vivos de 2005 na cidade do Rio de Janeiro-RJ foi de 13,9 por mil NV. Para cada mil nascidos vivos, cerca de 9 morreram no período neonatal e aproximados 5 no período pós-neonatal. Observou-se um pico da TMI entre 1 e 6 dias de vida, seguido de decréscimo com o avanço da idade (Tabela 2).

A probabilidade de sobrevida ao final de um ano foi de 0,9861: isto é, para cada mil nascidos vivos da coorte de 2005, cerca de 986 sobreviveram ao final do primeiro ano de vida. A probabilidade de morte no período de 1 a 6 dias foi 8,5 vezes maior do que a probabilidade no período de 271 a 364 dias (Tabela 2).

A Tabela 3 apresenta a TMI, a probabilidade de morte, o risco relativo – RR – e a probabilidade de sobrevida infantil em cada variável selecionada. Os nascidos vivos cujas mães eram adolescentes (10 a 19 anos de idade) tiveram um risco 1,3 vezes maior de falecer, quando comparado ao mesmo risco apresentado por NV de mães na faixa etária de 20 a 34 anos (1,0).

O maior risco relativo de óbito infantil foi encontrado para os nascidos vivos com menos de 37 semanas de gestação (RR:25,4). Segundo o tipo de parto, a probabilidade de morte entre os que nasceram de parto vaginal foi 50,0% maior quando comparada à mesma probabilidade para os que nasceram de parto cirúrgico. Entre os nascidos vivos do sexo masculino, a probabilidade de morte foi 1,2 vezes maior do que a mesma proporção entre as meninas. Quando confrontados com os que nasceram com 2.500g ou mais, os nascidos vivos com menos de 2.500g apresentam um risco de óbito 24,2 vezes maior (RR:24,2). Houve significância estatística com um nível menor do que 5,0% para todas as variáveis analisadas – exceção feita para a categoria etária de 35 anos ou mais, da variável idade materna.

As curvas de sobrevida total e segundo idade materna, idade gestacional, tipo de parto, sexo e peso ao nascer são apresentadas na Figura 1. Observou-se uma menor sobrevida entre os filhos de mães adolescentes (p-valor = 0,001), prematuros (p-valor <0,001), que nasceram de parto vaginal (p-valor <0,001), do sexo masculino (p-valor <0,001) e entre aqueles que nasceram com menos de 2.500g (p-valor <0,001).

Tabela 1 - Distribuição dos nascidos vivos e óbitos infantis segundo características maternas, da gestação, do parto e do recém-nascido na coorte de nascidos vivos de 2005, no município do Rio de Janeiro-RJ, Brasil, 2005

Variáveis	Nascidos vivos		Óbitos infantis	
	n	%	n	%
Idade materna (em anos)				
10-19	14.960	17,6	221	18,7
20-34	59.198	69,8	658	55,7
≥35	10.568	12,5	127	10,7
Ignorado e não informado	105	0,1	175	14,8
Idade gestacional (em semanas)				
<37	7.045	8,3	699	59,2
37 ou mais	76.894	90,6	301	25,4
Ignorado e não informado	891	1,1	181	15,3
Tipo de parto				
Vaginal	41.346	48,7	605	51,2
Cesário	43.165	50,8	419	35,4
Ignorado e não informado	320	0,4	157	13,3
Sexo				
Masculino	43.119	50,8	663	56,1
Feminino	41.316	48,7	513	43,4
Ignorado e não informado	395	0,5	5	0,4
Peso ao nascer (em gramas)				
<2.500	8.141	9,6	701	59,3
≥2.500	76.360	90,0	272	23,0
Ignorado e não informado	330	0,4	208	17,6

Tabela 2 - Frequência, taxa de mortalidade infantil e tábua de vida atuarial na coorte de nascidos vivos de 2005, no município do Rio de Janeiro-RJ. Brasil, 2005

Intervalos de tempo	Nascidos vivos	Óbitos por intervalo	TMI ^a	Probabilidade de morte	RR ^b (IC _{95%}) ^c	Probabilidade de sobrevivência	Probabilidade de sobrevivência acumulada
Até 24 horas	84.831	173	2,0	0,0020	3,88 (2,79-5,40)	0,9980	0,9980
1 - 6 dias	84.658	378	4,5	0,0045	8,49 (6,22-11,61)	0,9955	0,9935
7 - 27 dias	84.280	248	2,9	0,0029	5,60 (4,06-7,71)	0,9971	0,9906
28 - 90 dias	84.032	174	2,1	0,0021	3,94 (2,83-5,48)	0,9979	0,9885
91 - 180 dias	83.858	96	1,1	0,0011	2,18 (1,52-3,11)	0,9989	0,9874
181 - 270 dias	83.762	68	0,8	0,0008	1,54 (1,06-2,26)	0,9992	0,9866
271 - 364 dias	83.694	44	0,5	0,0005	1	0,9995	0,9861

a) TMI: taxa de mortalidade infantil por 1.000 nascidos vivos

b) RR: risco relativo da probabilidade de morte

c) IC_{95%}: intervalo de confiança a 95%**Tabela 3 - Taxa de Mortalidade Infantil (por 1000 nascidos vivos), probabilidade de morte, risco relativo e probabilidade de sobrevivência ao final do período (1 ano), segundo as variáveis selecionadas, na coorte de nascidos vivos de 2005, no município do Rio de Janeiro-RJ. Brasil, 2005**

Características	TMI ^a	Probabilidade de morte	RR ^b (IC _{95%}) ^c	Probabilidade de sobrevivência
Idade materna (em anos)				
10-19	14,7	0,0148	1,33 (1,14-1,55)	0,9852
20-34	11,1	0,0111	1,0	0,9889
≥35	12,0	0,0120	1,08 (0,89-1,31)	0,9880
Idade gestacional (em semanas)				
<37	99,2	0,0992	25,35 (22,14-29,01)	0,9008
37 ou mais	3,9	0,0039	1,0	0,9961
Tipo de parto				
Vaginal	14,6	0,0146	1,51 (1,33-1,71)	0,9854
Cesário	9,7	0,0097	1,0	0,9903
Sexo				
Masculino	15,3	0,0154	1,24 (1,10-1,39)	0,9846
Feminino	12,4	0,0124	1,0	0,9876
Peso ao nascer (em gramas)				
<2.500	86,1	0,0861	24,17 (21,02-27,81)	0,9139
≥2.500	3,5	0,0036	1,0	0,9964

a) TMI: taxa de mortalidade infantil por 1.000 nascidos vivos

b) RR: risco relativo da probabilidade de morte

c) IC_{95%}: intervalo de confiança a 95%

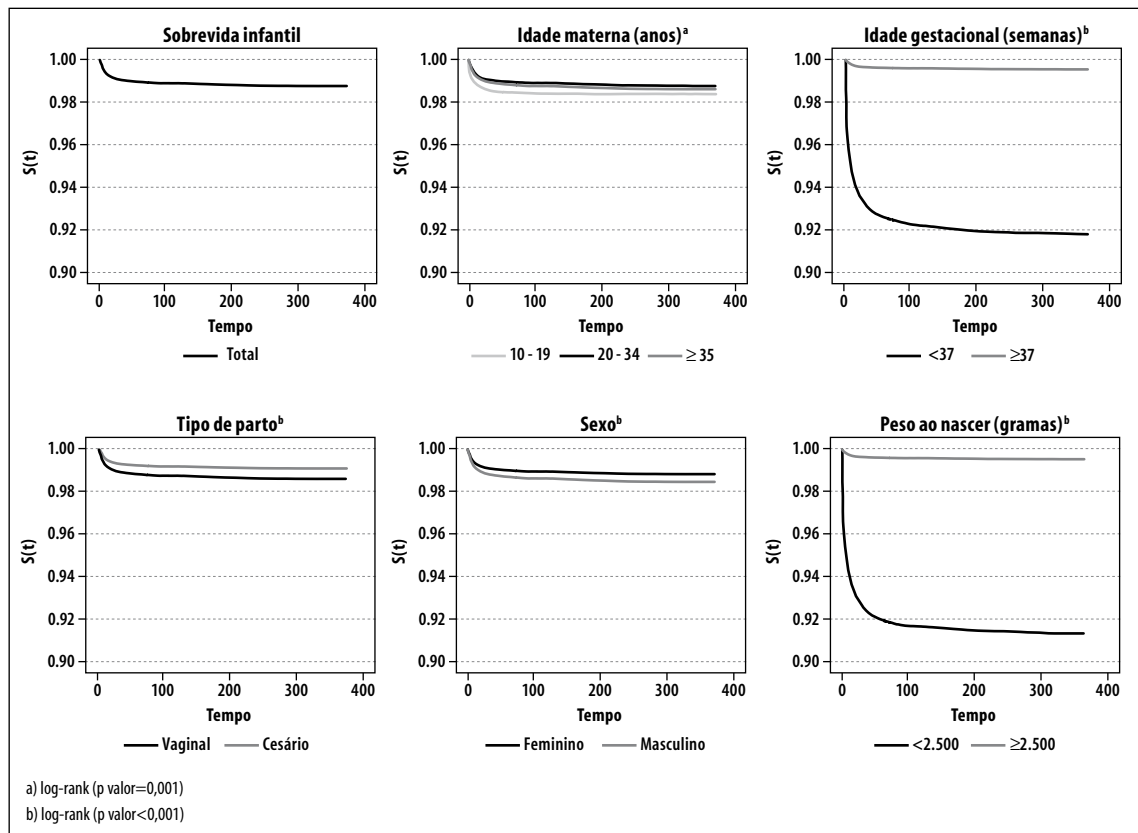


Figura 1 - Curvas de sobrevida infantil total e segundo idade materna,^a idade gestacional (em semanas),^b tipo de parto,^b sexo e peso ao nascer (em gramas),^b em dias, na coorte de nascidos vivos de 2005, no município do Rio de Janeiro-RJ. Brasil, 2005

Em relação às causas de óbito, 409 óbitos foram classificados como não evitáveis apenas com a atuação do setor Saúde (74 óbitos por causas parcialmente reduzíveis; 233 óbitos por causas não evitáveis; 98 por causas mal definidas; e 4 por outras causas), o que representa, aproximadamente, 35,0% do total dos óbitos infantis. A probabilidade de morte nesse grupo de causas de morte, ao final de um ano, foi de 0,0048, cerca de 3 vezes menor que a probabilidade de morte geral (0,0140). Para cada mil nascidos vivos, cerca de 5 morreram por causas não evitáveis exclusivamente por atuação do setor Saúde.

A Figura 2 apresenta o risco acumulado basal de óbito infantil para o grupo de causas evitáveis e não evitáveis apenas pelo setor Saúde. Observa-se um risco de morte maior para o grupo de causas evitáveis, em todos os tempos (idades de menores de um ano), quando comparado ao grupo de causas não evitáveis.

Discussão

Na coorte de nascidos vivos de 2005 na cidade do Rio de Janeiro-RJ, 68,0% dos óbitos infantis ocorreram no período neonatal. Frequências semelhantes a essa foram observadas em outros estudos brasileiros: 64,0% na coorte de nascimentos do ano de 2004 em Pelotas-RS;⁵ 71,0% na coorte de 2003 em Passo Fundo-RS;¹⁹ e 66,0% no estudo de caso-controle abrangendo as crianças nascidas vivas no ano 2000, em Salvador-BA.²⁰

A maior frequência de óbitos infantis no período neonatal precoce ocorreu nas primeiras 24 horas, decrescendo até o final da primeira semana de vida. Espera-se tal comportamento quando não ocorre, com muita frequência, erro de classificação entre os conceitos de Nascidos Vivo e de Nascido Morto. Vale ressaltar que, se o fato evidencia a possível inexistência ou pouco erro de classificação, não o quantifica.²¹

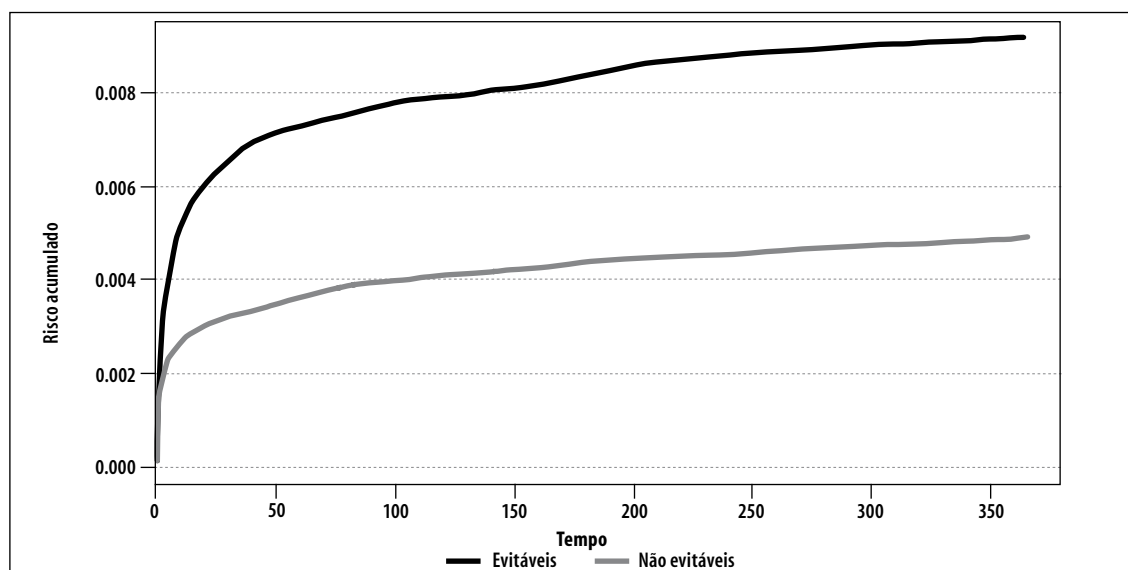


Figura 2 - Risco acumulado de óbito infantil para os grupos de causas evitáveis e não evitáveis apenas pelo setor saúde, na coorte de nascidos vivos de 2005, no município do Rio de Janeiro-RJ. Brasil, 2005

A disponibilidade de informações confiáveis sobre os registros de óbitos e de nascidos vivos é fator de grande preocupação na construção de estimativas fidedignas da mortalidade infantil. Dados inadequados podem mascarar os resultados obtidos, com óbvio prejuízo para inferências futuras.²²

Na presente análise observou-se, sobre a completude das informações do Sinasc, baixo percentual de ignorados e não preenchidos. No SIM, com exceção da variável sexo – que apresentou 0,4% de informações ignoradas e não preenchidas e a causa básica de morte, que teve total preenchimento –, todas as demais variáveis analisadas apresentaram valores percentuais de falta de preenchimento entre 10,0 e 18,0%.

Segundo estimativas do Ministério da Saúde (2009), no estado do Rio de Janeiro, no ano de 2005, o Sinasc e o SIM apresentaram razões de 93 nascidos vivos e 90 óbitos informados para cada 100 estimados, respectivamente. São resultados demonstrativos de uma boa cobertura por ambos os sistemas de informações.

O valor da TMI na coorte de nascimento calculada, de 13,9 por mil NV, foi igual ao valor disponibilizado pelo Ministério da Saúde para o mesmo ano de 2005, na cidade do Rio de Janeiro-RJ.³ Neste trabalho, o cálculo da TMI foi feito de forma longitudinal, sobre os dados da coorte de nascimentos, enquanto a TMI disponibilizada pelo Ministério da Saúde foi calculada da forma convencional, com dados de nascimento e

óbito transversais. Acredita-se que essa semelhança entre os valores das TMI se deve à baixa ocorrência relativa de OI, frente ao número elevado de nascidos vivos no município do Rio de Janeiro-RJ, além da ocorrência precoce desses óbitos (concentrados no período neonatal precoce), o que aumenta a probabilidade de a maioria dos óbitos infantis ocorrerem no mesmo ano de nascimento (coorte de nascimento). Assim, é possível considerar que a determinação da TMI por dados transversais é um cálculo confiável para se conhecer a mortalidade infantil na cidade do Rio de Janeiro-RJ.

É importante destacar que, durante o período de observação do estudo, não foi identificada pelos autores qualquer melhoria significativa e/ou novo tipo de tratamento ou ação de prevenção que pudesse resultar em um aumento da sobrevida infantil de determinado grupo de NV. Acredita-se que as perdas de NV ou de OI não foram seletivas. Sendo assim, os pressupostos do método da tábua de vida¹⁷ foram respeitados.

Os NV de mães com idade inferior a 20 anos tiveram maior probabilidade de morte, corroborando os resultados de alguns estudos nacionais, como nas coortes de NV de 1989 em Maringá-PR,²³ nas coortes de 1997-1998 em São Luís-MA e de 1994 em Ribeirão Preto-SP;²⁴ e em amostra de puérperas hospitalizadas entre julho de 1999 e março de 2001, em maternidades do município do Rio de Janeiro-RJ.²⁵ O risco

de mortalidade aumentado entre os NV de mulheres com menos de 20 anos de idade estaria a refletir mais diferenças socioeconômicas e demográficas das famílias do que – apenas – um efeito biológico da idade materna.^{25,26}

As maiores probabilidades de morte foram encontradas entre os NV com menos de 37 semanas de gestação e entre aqueles com peso ao nascer inferior a 2.500g. Baixo peso ao nascer e/ou prematuridade foram identificados como importantes fatores de risco para a mortalidade infantil.^{14,20} Estudo sobre a sobrevida no primeiro ano de NV de partos hospitalares em Florianópolis-SC e São José-SC, entre 1999 e 2006, mostrou significativo aumento do risco de óbito conforme diminuía o peso ao nascer.¹⁴ O baixo peso ao nascer e a prematuridade destacam-se por refletir, entre outros fatores, condições socioeconômicas e de morbidade materna desfavoráveis ao pleno desenvolvimento do concepto. A prematuridade e o crescimento intrauterino restrito, condições que favorecem o baixo peso ao nascer, são passíveis de identificação e, em muitos casos, de prevenção durante o pré-natal.²⁰ Sua associação com óbitos de menores de um ano, observada neste estudo, pode indicar a existência de problemas na qualidade dessa assistência.

Neste estudo exploratório, observou-se que o parto cesáreo esteve associado ao aumento da sobrevida infantil, embora este resultado deva ser interpretado com cautela. O parto vaginal é o método natural de nascer. Complicações próprias do parto natural são menos graves, quando comparadas àquelas advindas do parto cirúrgico. Também é com o parto normal que a amamentação do recém-nascido se torna mais fácil e mais saudável para ele, além de a infecção hospitalar ser bem menos frequente.²⁷ Mesmo reconhecendo o efeito protetor de uma indicação correta de cesariana em relação ao óbito neonatal, a Organização Mundial da Saúde recomenda uma frequência de partos cesáreos inferior a 15,0%.²⁸

Alguns aspectos quanto à validade dos estudos que encontraram associação entre parto cesáreo e menor risco de óbito neonatal devem ser considerados. No presente estudo, os dados não individualizados e as análises univariadas não permitiram o controle de fatores de confusão, como, por exemplo, renda e escolaridade materna.^{29,30}

A associação entre o maior risco de mortalidade neonatal e o parto vaginal, encontrada na análise uni-

variada e confirmada por regressão logística no estudo de coorte de nascimento de 2000 em Goiânia-GO, foi atribuída ao viés de seleção.³¹ Os autores argumentam que gestantes de maior risco para óbito neonatal (partos prematuros, BPN, malformações congênitas, mães com baixa escolaridade, mães que não realizaram consulta pré-natal) foram atendidas principalmente nos hospitais públicos, os quais apresentaram maior frequência de parto vaginal. Nos hospitais privados, a realização da cesariana foi quase universal em gestações de baixo risco, sendo o parto vaginal reservado às situações de alto risco para óbito, como prematuridade extrema e muito baixo peso ao nascer.

Outro fator associado ao tipo de hospital e que interfere no risco de morte neonatal é a peregrinação da gestante no momento do parto. No município do Rio de Janeiro-RJ, nos hospitais vinculados ao SUS, essa peregrinação foi duas vezes maior em comparação à observada entre gestantes cujo parto foi realizado em instituições privadas.³²

Em Ribeirão Preto-SP, entre os anos de 1991 e 2000, foi evidente a redução das taxas de mortalidade neonatal, porém sem aumento da frequência do parto cesáreo. Este achado levou pesquisadores a crer que a redução da mortalidade é mais uma relação direta da melhora do atendimento neonatal do que da via de parto.²⁹

A maior probabilidade de morte entre os recém-nascidos do sexo masculino é uma tendência observável na literatura.^{6,23,33} Uma das explicações para isso é que recém-nascidos do sexo masculino apresentam menor velocidade no processo de maturação dos pulmões durante o desenvolvimento fetal, o que os levaria a um maior risco de óbito quando comparados aos recém-nascidos do sexo feminino.^{23,33}

Entre os óbitos por causas não evitáveis apenas com a atuação do setor Saúde, a TMI foi igual a 4,8 por mil NV, uma taxa 2,9 vezes menor que a TMI geral (13,9 por mil NV). Causas não evitáveis representaram cerca de 35,0% do total dos óbitos: ou seja, cerca de 65,0% dos óbitos ocorridos na coorte de nascimentos de 2005 na cidade do Rio de Janeiro-RJ poderiam ser evitados com a atuação efetiva das ações exclusivas do setor Saúde.

No Distrito Federal, no ano 2000, se a TMI geral (14,3 por mil NV) foi similar à encontrada pelos autores do presente estudo, a TMI por óbitos não evitáveis pelo setor Saúde do DF em 2000 (7,2 por mil NV)³⁴ foi, aproximadamente, 50,0% maior quando compa-

rada à mesma TMI encontrada nesta pesquisa. Em outro trabalho, realizado em 16 dos 78 municípios de Mato Grosso do Sul, a TMI média entre os anos 2000 e 2002 foi cerca de 60,0% maior (22,5 por mil NV), com apenas 27,0% de óbitos não evitáveis pelo setor Saúde (6,1 por mil NV).⁶ Esses resultados demonstram o quanto ainda é alto, no país, o percentual de óbitos que poderia ter sido evitados com ações de Saúde Pública.

Sobre as curvas de risco acumulado basal para óbito pelo grupo de causas evitáveis e não evitáveis construídas pela abordagem de eventos competitivos, o maior risco acumulado demonstrado foi entre as causas evitáveis, corroborando resultados de outros estudos.^{5,6} Dado o conhecimento atual de prevenção do óbito, é possível reduzir ainda mais a mortalidade infantil no Brasil,³⁵ mesmo considerando-se apenas a intervenção do setor Saúde.

Os bancos de dados para este trabalho foram construídos a partir de frequências dos nascidos vivos e óbitos segundo as variáveis selecionadas, dispensando a identificação nominal materna e o relacionamento das bases de dados. A metodologia utilizada permitiu a análise pragmática – e válida – da sobrevida infantil a partir de dados secundários, livremente disponíveis na internet. Contudo, a incompletude dos campos, principalmente no preenchimento da DO, redundou

em perda da população de estudo. Esta dificuldade seria minimizada com o relacionamento das bases de dados, considerando-se a maior possibilidade de obtê-las a partir da DN, que apresenta melhor qualidade de preenchimento.

As associações investigadas foram analisadas de forma exploratória. Para uma investigação etiológica, seria necessário um único banco de dados com informações individualizadas e a aplicação de métodos de regressão multivariada como, por exemplo, o modelo semiparamétrico de Cox.

Reduzir a taxa de mortalidade infantil por causas evitáveis na cidade do Rio de Janeiro-RJ é fundamental. Entretanto, há desafios adicionais e um deles é diminuir a desigualdade na distribuição dos óbitos. Olhares e ações iguais para realidades diferentes apenas acentuam as desigualdades, havendo necessidade, portanto, de políticas públicas coerentes com cada contexto. A alocação de recursos e o desenvolvimento de estratégias sociais e de saúde devem considerar essas realidades distintas.

Contribuição dos autores

Todos os autores participaram da concepção, análise de dados, escrita e revisão do artigo.

Referências

1. Hartz ZMA, Champagne F, Leal MC, Contandriopoulos AP. Mortalidade infantil "evitável" em duas cidades do Nordeste do Brasil: indicador da qualidade do sistema local de saúde. *Revista de Saúde Pública*. 1996; 30(4):310-318.
2. Costa AJL, Kale PL, Legay LF. Indicadores de saúde. In: Medronho RA, Bloch KV, Luiz RR, Werneck GL, organizadores. *Epidemiologia*. 2ª ed. Rio de Janeiro: Atheneu; 2008.
3. Ministério da Saúde. Departamento de Informática do SUS. Informações de saúde. Brasília: Ministério da Saúde; 2009 [acessado em 2009]. Disponível em: <http://www.datasus.gov.br>.
4. Passini R Jr, Tedesco RP, Marba ST, Cecatti JG, Guinsburg R, Martinez FE, et al. Brazilian multicenter study on prevalence of preterm birth and associated factors. *BMC Pregnancy and Childbirth*. 2010; 10:22.
5. Gorgot LRMR, Santos I, Valle N, Matisajevich A, Barros AJD, Albernaz E. Óbitos evitáveis até 48 meses de idade entre as crianças da Coorte de Nascimentos de Pelotas de 2004. *Revista de Saúde Pública*. 2011; 45(2):334-342.
6. Gastaud ALGS, Honer MR, Cunha RV. Mortalidade infantil e evitabilidade em Mato Grosso do Sul, Brasil, 2000 a 2002. *Cadernos de Saúde Pública*. 2008; 24(7):1631-1640.
7. Santos IS, Menezes AMB, Mota DM, Albernaz EP, Barros AJD, Matijasevich A, et al. Infant mortality in three population-based cohorts in Southern Brazil: trends and differentials. *Cadernos de Saúde Pública*. 2008; 24 Supl 3:S451-S460.
8. Romero DE, Cunha CB. Avaliação da qualidade das variáveis sócio-econômicas e demográficas dos óbitos de crianças menores de um ano registrados no Sistema de Informações sobre Mortalidade do Brasil

- (1996/2001). Cadernos de Saúde Pública. 2006; 3(22):673-684.
9. Mello Jorge MHP, Laurenti R, Gotlieb SLD. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. *Ciência e Saúde Coletiva*. 2007; 12(3):643-654.
 10. Szwarcwald CL, Leal MC, Andrade CLT, Souza PRB Jr. Estimção da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cadernos de Saúde Pública*. 2002; 18(6):1725-1736.
 11. Bezerra Filho JG, Kerr LRFS, Miná DL, Barret ML. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. *Cadernos de Saúde Pública*. 2007; 23(5):1173-1185.
 12. Almeida MF, Mello Jorge MHP. O uso da técnica de "Linkage" de sistemas de informação em estudos de coorte sobre mortalidade neonatal. *Revista de Saúde Pública*. 1996; 30(2):141-147.
 13. Silva TLN, Melo ECP. Sobrevida de uma coorte de nascidos vivos no Município do rio de janeiro em 2005. *Revista de Pesquisa: cuidado é fundamental Online*. 2010; 2 Supl:S519-522.
 14. Pinheiro CEA, Peres MA, D'Orsi E. Aumento na sobrevida de crianças de grupos de peso baixo ao nascer em Santa Catarina. *Revista de Saúde Pública*. 2010; 44(5):776-784.
 15. Victora CG, Cesar JA. Saúde materno-infantil no Brasil– Padrões de morbimortalidade e possíveis intervenções. In: Rouquayrol MZ, Almeida Filho N. *Epidemiologia & saúde*. 6ª ed. Rio de Janeiro: Medsi; 2003. p. 415-467.
 16. Ortiz LP. Agrupamentos das causas evitáveis de morte dos menores de um ano segundo critério de evitabilidade das doenças. São Paulo: Fundação SEADE; 2000. Mimeo.
 17. Gordis L. *Epidemiology*. 4ª ed. Philadelphia: Elsevier; 2009.
 18. Carvalho MS, Andreozzi VL, Codeço CT, Barbosa MTS, Shimakura SE. Análise de sobrevida: teoria e aplicações em saúde. Rio de Janeiro: Fiocruz; 2005.
 19. Geib LTC, Fréu CM, Brandão M, Nunes ML. Determinantes sociais e biológicos da mortalidade infantil em coorte de base populacional em Passo Fundo, Rio Grande do Sul. *Ciência e Saúde Coletiva*. 2010; 15(2):363-370.
 20. Nascimento EMR, Costa MCN, Mota ELA, Paim JS. Estudo de fatores de risco para óbitos de menores de um ano mediante compartilhamento de bancos de dados. *Cadernos de Saúde Pública*. 2008; 24(11):2593-2602.
 21. Laurenti R, Mello-Jorge MH, Lebrão ML, Gotlieb SLD. *Estatísticas de Saúde*. 2a ed. São Paulo: EPU; 2005.
 22. Caldeira AP, França E, Perpétuo IHO, Goulart EMA. Evolução da mortalidade infantil por causas evitáveis, Belo Horizonte, 1984-1998. *Revista de Saúde Pública*. 2005; 39(1):67-74.
 23. Souza RKT, Gotlieb SLD. Probabilidade de morrer no primeiro ano de vida em área urbana da região sul, Brasil. *Revista de Saúde Pública*. 1993; 27(6): 445-454.
 24. Ribeiro VS, Silva AAM, Barbieri MA, Bettiol H, Aragão VME, Coimbra LC, et al. Infant mortality: comparison between two birth cohorts from Southeast and Northeast, Brazil. *Revista de Saúde Pública*. 2004; 38(6):773-779.
 25. Oliveira EFV, Gama SGN, Silva CMFP. Gravidez na adolescência e outros fatores de risco para mortalidade fetal e infantil no Município do Rio de Janeiro, Brasil. *Cadernos Saúde Pública*. 2010; 26(3):567-578.
 26. Vieira MLE, Bicalho GG, Silva JLCF, Barros Filho AA. Crescimento e desenvolvimento de filhos de mães adolescentes no primeiro ano de vida. *Revista Paulista de Pediatria*. 2007; 25:343-348.
 27. Queiroz MVO, Silva NSJ, Bessa Jorge MS, Moreira TMM. Incidência e características de cesáreas e de partos normais: estudo em uma cidade no interior do Ceará. *Revista Brasileira de Enfermagem*. 2005; 58(6):687-691.
 28. World Health Organization. Appropriate technology for birth. *Lancet*. 1985; 2(8452):436-437.
 29. Duarte G, Coltro PS, Bedone RV, Nogueira AA, Gelonezzi GM, Franco LJ. Trends in the modes of delivery and their impact on perinatal mortality rates. *Revista de Saúde Pública*. 2004; 38(3):379-384.
 30. Faisal-Cury A, Menezes PR. Fatores associados à preferência por cesareana. *Revista de Saúde Pública*. 2006; 40(2):226-232.
 31. Giglio MRP, Lamounier JA, Morais Neto OL. Via de parto e risco para mortalidade neonatal em Goiânia no ano de 2000. *Revista Saúde Pública*. 2005; 39(3):350-357.

32. Leal MC, Gama SGN, Campos MR, Cavalini IT, Garbayo LS, Brasil CLP, et al. Fatores associados à morbi-mortalidade perinatal em uma amostra de maternidades públicas e privadas do Município do Rio de Janeiro, 1999-2001. *Cadernos de Saúde Pública*. 2004; 20 Supl 1:S20-33.
33. Duarte JLMB, Mendonça GAS. Fatores associados à morte neonatal em recém-nascidos de muito baixo peso em quatro maternidades no Município do Rio de Janeiro, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*. 2005; 21(1):181-191.
34. Monteiro RA, Schmitz BAS. Principais causas básicas da mortalidade infantil no Distrito Federal, Brasil: 1990 a 2000. *Revista Brasileira de Saúde Materna Infantil*. 2004; 4(4):413-421.
35. Malta DC, Duarte EC, Escalante JJC, Almeida MF, Sardinha LMV, Macário EM, et al. Mortes evitáveis em menores de um ano, Brasil, 1997 a 2006: contribuições para a avaliação de desempenho do Sistema Único de Saúde. *Cadernos de Saúde Pública*. 2010; 26(3):481-491.

Recebido em 09/05/2012
Aprovado em 16/08/2012