

# Evolução da mortalidade infantil na região metropolitana de São Paulo, 1980-2000

## Infant mortality evolution in the metropolitan region of São Paulo (Brazil), 1980-2000

Marcia Moreira Holcman<sup>a</sup>, Maria do Rosário Dias de Oliveira Latorre<sup>a</sup> e Jair Lício Ferreira Santos<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo (USP). São Paulo, SP, Brasil. <sup>b</sup>Departamento de Medicina Social da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto da USP. Ribeirão Preto, SP, Brasil

### Descritores

Mortalidade infantil, tendência. Coeficiente de mortalidade. Atestados de óbito. Causa da morte. Mortalidade neonatal (saúde pública). Distribuição espacial.

### Keywords

Infant mortality, trends. Mortality rate. Death certificates. Cause of death. Neonatal mortality (public health). Residence characteristics.

### Resumo

#### Objetivo

Analisar a evolução do coeficiente de mortalidade infantil na região metropolitana de São Paulo, no período de 1980 a 2000, considerando suas diferenças espaciais, segundo idade e causa.

#### Métodos

Os municípios da região metropolitana de São Paulo, foram reunidos em cinco grupos formados a partir do coeficiente de mortalidade infantil (CMI) de 1980: CMI maior ou igual a 90‰ nv (grupo 1), CMI entre 70 e 89‰ nv (grupo 2), entre 50 e 69‰ nv (grupo 3) e abaixo de 50‰ nv (grupo 4). O grupo 5 foi formado pelo Município de São Paulo (CMI=51‰ nv). A análise das tendências foi feita por modelos de regressão exponencial.

#### Resultados

O CMI e seus componentes foram estatisticamente decrescentes ( $p < 0,05$ ) com coeficientes de determinação entre 66 e 98%, indicando o bom ajuste do modelo exponencial para todas as séries históricas analisadas. O CMI de toda a região metropolitana teve queda de 69,4%, passando de 55,2 para 16,9‰ nv; os grupos (1 a 5) apresentaram quedas de, respectivamente, 83,9%, 76,2%, 71,3%, 58,7% e 68,8%, mostrando que os que apresentavam CMI mais elevados tiveram as maiores quedas no período de estudo.

#### Conclusões

O CMI homogeneizou-se em torno de 18‰ nv em todos os grupos de municípios da região. Metade dos óbitos concentrou-se na primeira semana de vida, principalmente devido a doenças originadas no período perinatal, indicando a necessidade de maior atenção à mãe e ao recém-nascido nos períodos pré e pós-parto. Dessa forma, o CMI da região metropolitana de São Paulo atingirá níveis dos países desenvolvidos.

### Abstract

#### Objective

To analyze IMR evolution in the São Paulo Metropolitan Area (SPMA) between 1980 and 2000, in terms of spatial, age and, causal differences.

#### Methods

SPMA municipalities were divided into 5 groups, based on their 1980 IMRs:  $\geq 90$ ‰ lb (Group 1); 70-89‰ lb (Group 2); 50-69‰ lb (Group 3);  $< 50$ ‰ lb (Group 4). Group 5 comprised the municipality of São Paulo itself (IMR=51‰ lb). The analysis of

### Correspondência para/ Correspondence to:

Marcia Moreira Holcman  
R. Pedro Doll, 472, apto 112  
02404-01 São Paulo, SP, Brasil  
E-mail: davhol@dialdata.com.br

Financiado pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq - Processo n. 133455/98-00). Baseado em dissertação de mestrado apresentada ao Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, 2001.

Recebido em 22/7/2002. Reapresentado em 10/7/2003. Aprovado em 12/9/2003.

trends was carried out using exponential regression models.

#### Results

IMR and its components showed a statistically significant decrease ( $p < 0.05$ ), with coefficients of determination between 66 and 98%, indicating goodness of fit of the exponential model to all the time series analyzed. SPMA IMR fell 69.4%, from 55.2 to 16.9‰ lb, and Groups 1-5 showed reductions of 83.9%, 76.2%, 71.3%, 58.7%, and 68.8%, indicating that the groups with highest IMRs also showed the greatest reductions during the studied period.

#### Conclusions

IMRs were homogenized at around 18‰ lb in all municipality groups in the SPMA. One-half of all deaths were concentrated within the first week of life, and were due primarily to conditions originating in the perinatal period, indicating that greater care during the pre- and post-delivery periods will be required if the IMR in the SPMA is to descend to levels compatible with those of developed countries.

## INTRODUÇÃO

O coeficiente de mortalidade infantil (CMI) é considerado um indicador não só da saúde infantil, mas, também, do nível de desenvolvimento de uma sociedade. Ele estima o risco de um recém-nascido morrer antes de completar um ano de vida, exprimindo a capacidade de uma comunidade suprir as necessidades de alimentação, moradia e saúde de seus recém-nascidos.

No Brasil, houve grande declínio do CMI, que passou de 69 (1980) para 30‰ nv em 2000. Representa um decréscimo de 57% nos últimos 20 anos. Apesar do descenso atingido, a mortalidade infantil no País ainda é elevada se comparada aos países desenvolvidos que já possuíam CMI abaixo de 15‰ nv desde a década de 80. Dentro do território brasileiro, as grandes regiões apresentam diferentes níveis de mortalidade, onde estados do Sul e Sudeste apresentam valores de mortalidade infantil próximos a 20 óbitos, enquanto os estados da região Nordeste apresentam CMI acima de 40‰ nv.<sup>4</sup>

A região metropolitana de São Paulo (RMSP), composta, atualmente, por 39 municípios, é a maior concentração urbana do Brasil e um dos maiores aglomerados urbanos do mundo. Formada em torno da cidade de São Paulo, teve como característica na sua formação a atração de grandes contingentes populacionais nas décadas de 50 a 70, oriundos, principalmente, dos estados do Nordeste. Como consequência, houve um aumento da demanda por serviços de infra-estrutura urbana e de saúde, gerando padrões heterogêneos de vida e visível exclusão social. Sendo assim, o objetivo do presente trabalho é estudar a evolução do coeficiente de mortalidade infantil dentro da região metropolitana de São

Paulo, no período de 1980 a 2000, e analisar seus diferenciais espaciais.

## MÉTODOS

Foram calculados os coeficientes de mortalidade neonatal precoce (óbitos de zero a seis dias), neonatal tardia (óbitos de sete a 27 dias completos), pós-neonatal (óbitos de 28 a 364 dias) e o coeficiente de mortalidade infantil (óbitos de 0 a 364 dias) por local de residência para todos os municípios pertencentes a RMSP, para o período de 1980 a 2000. Foram utilizados os dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS) para o número de óbitos por idade e os dados da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados do Estado de São Paulo (SEADE) para o número de nascidos vivos.

Os coeficientes de mortalidade infantil específicos foram calculados para as cinco principais causas de óbito do período de 1980 a 1995, utilizando os capítulos da CID 9ª revisão: capítulo I (doenças infecciosas e parasitárias), III (doenças endócrinas nutricionais metabólicas e transtornos imunitários), VIII (doenças do aparelho respiratório), XIV (anomalias congênitas) e XV (algumas afecções originadas no período perinatal).

Os municípios da RMSP foram reunidos em cinco grupos, formados a partir do CMI de 1980: CMI maior ou igual a 90‰ nv (grupo 1), CMI entre 70 e 89‰ nv (grupo 2), entre 50 e 69‰ nv (grupo 3), abaixo de 50‰ nv (grupo 4). O grupo 5 foi formado pelo município de São Paulo (CMI= 51‰ nv) (Tabela 1).

As variáveis socioeconômicas analisadas em cada grupo foram o percentual de domicílios ligados às

**Tabela 1** - Grupos de municípios da região metropolitana de São Paulo por faixa e valor médio de coeficiente de mortalidade infantil, em 1980.

Grupo	Faixa do coeficiente de mortalidade infantil	Municípios	Coeficiente de mortalidade infantil Valor Médio do grupo
1	≤90	Pirapora do Bom Jesus, Ferraz de Vasconcelos, Itapevi, Santana de Parnaíba, Poá, Carapicuíba e Itaquaquecetuba.	106,5
2	70  — 90	Arujá, Suzano, Diadema, Itapeverica da Serra, Biritiba Mirim, Santa Isabel, Franco da Rocha, Francisco Morato, Salezópolis e Embu.	79,9
3	50  — 70	Osasco, Embu Guaçu, Jandira, Rio Grande da Serra, São Bernardo do Campo, Mauá, Jquitiba, Caieiras, Cajamar, Mogi das Cruzes e Cotia.	64,5
4	<50	Mairiporã, Guararema, Ribeirão Pires, Guarulhos, Santo André, Barueri, Taboão da Serra, São Caetano do Sul e Vargem Grande Paulista.	43,6
5	50,6	São Paulo	50,6
Total		Região metropolitana de São Paulo	55,2

Fonte: Dados Brutos: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados Estatísticos de São Paulo e do Ministério da Saúde/Sistema de Informações sobre Mortalidade.

redes de água e esgoto, percentual de pessoas de cinco anos ou mais alfabetizadas e percentual de domicílios por classe de rendimento médio mensal do responsável pelo domicílio (em número de salários-mínimos), coletados nos censos de 1980 e 2000.<sup>3,4</sup>

As tendências do coeficiente de mortalidade infantil e seus componentes, segundo grupos de município e causa, foram analisadas através de modelos de regressão exponencial<sup>5</sup> ( $Y = \beta_0 e^{\beta_1 X}$ ), onde Y é o coeficiente de mortalidade infantil (variável dependente), X o ano correspondente (variável indepen-

dente),  $\beta_0$  o coeficiente médio do período e  $\beta_1$  o valor do incremento exponencial médio anual no período de estudo. Para evitar a auto-correlação entre os pontos<sup>6</sup> utilizou-se a variável X centralizada (X-1990 e X-1988), sendo 1990 o ponto médio da série temporal para o CMI e seus componentes por idade de 1980 a 2000 e 1988 o ponto médio da série temporal dos coeficientes específicos por causas de 1980 a 1995. Considerou-se tendência significativa quando  $p < 0,05$  e utilizou-se, também, o coeficiente de determinação ( $r^2$ ) para avaliar o poder explicativo do modelo (quanto mais próximo de 1, melhor o modelo).<sup>6</sup>

**Tabela 2** - Percentual de domicílios ligados a rede de água e esgoto, de pessoa de 5 anos ou mais alfabetizadas e de domicílios por rendimento médio mensal em salários-mínimos do responsável pelo domicílio, coeficiente de mortalidade infantil e coeficiente de mortalidade específico por causas (CID-9) (1980 e 1995), grupos 1 a 5 e região metropolitana de São Paulo, 1980 e 2000.

Indicador	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3		Grupo 4		Grupo 5		RMSP	
	1980	2000	1980	2000	1980	2000	1980	2000	1980	2000	1980	2000
Domicílios ligados a rede de água (%)	59,9	94,8	48,9	90,3	74,4	93,8	76,9	94,5	86,0	98,6	81,7	96,6
Domicílios ligados a rede de esgoto (%)	3,1	67,7	20,2	60,8	39,5	73,4	50,7	80,9	52,0	87,4	47,4	81,6
Pessoas de 5 anos ou + alfabetizadas (%)	77,1	93,1	74,9	92,4	81,6	94,4	83,2	94,8	86,0	95,4	84,1	94,8
Domicílios por rendimento médio mensal do responsável pelo domicílio (em %)												
<1 salário-mínimo	4,7	11,0	4,9	12,8	3,9	8,2	3,3	7,7	2,6	6,7	3,0	7,7
De 1 a 2 salários-mínimos	16,7	19,1	16,2	21,1	11,4	14,8	10,5	14,2	9,3	12,8	10,2	14,2
De 2 a 5 salários-mínimos	49,5	43,7	47,0	41,8	39,6	36,8	38,0	36,7	34,9	33,2	36,8	36,6
De 5 a 10 salários-mínimos	22,7	19,2	23,4	17,8	27,8	25,1	29,8	25,6	28,0	23,4	27,8	23,3
Mais que 10 salários-mínimos	6,4	7,0	8,5	6,5	17,3	15,1	18,4	15,8	25,3	23,6	22,2	19,2
Coeficiente de mortalidade infantil (por 1.000 nascidos vivos)												
Neonatal precoce	28,8	8,7	22,8	9,6	21,6	8,8	16,3	9,1	18,3	7,7	19,1	8,3
Neonatal tardia	13,2	2,5	13,8	3,3	10,8	3,1	5,9	2,9	7,0	2,6	8,0	2,8
Pós neonatal	64,5	5,9	43,3	6,1	32,1	6,6	21,4	6,0	25,3	5,5	28,1	5,8
Mortalidade infantil	106,5	17,1	79,9	19,0	64,5	18,5	43,6	18,0	50,6	15,8	55,2	16,9
Coeficiente de mortalidade específico por causa (por 1.000 nascidos vivos)												
Infeciosas (1)	34,6	1,8	23,6	1,1	17,6	1,2	9,4	1,5	11,5	1,2	13,5	1,3
Doenças endócrinas (2)	7,9	0,7	5,8	0,3	3,1	0,5	1,8	0,4	2,3	0,3	2,8	0,3
Doenças ap. resp. (3)	23,9	2,6	14,6	2,2	12,7	2,1	10,2	2,2	11,8	2,1	12,3	2,2
Doenças congênitas (4)	2,8	2,6	3,3	3,1	3,3	2,3	2,9	2,4	2,9	2,8	3,0	2,7
Doenças perinatais (5)	30,7	11,9	25,2	12,0	23,3	11,5	16,2	12,2	19,2	10,3	20,1	11,0

Fonte: Dados Brutos, Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados do Estado de São Paulo (SEADE), Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE] e Ministério da Saúde/Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM/MS)  
(1) doenças infecciosas e parasitárias (2) doenças endócrinas metabólicas nutricionais e transtornos imunitários (3) doenças do aparelho respiratório (4) anomalias congênitas (5) afecções originadas no período perinatal.

## RESULTADOS

A mortalidade infantil e seus componentes decresceram em todos os grupos de municípios (Figura). A RMSP teve queda de 69,4% no CMI durante o período de 1980 a 2000, passando de 55,2 para 16,9‰ nv. Os decréscimos percentuais do CMI, nos cinco grupos, foram 83,9%, 76,2%, 71,3%, 58,7% e 68,8%, respectivamente (Tabela 2). Portanto, os grupos que apresentavam as maiores taxas de mortalidade foram aqueles com maior decréscimo. Em 2000, as taxas apresentavam valores ao redor de 18‰ nv.

Os grupos 1 e 2, que em 1980 apresentavam as maiores taxas de mortalidade infantil, também possuíam as piores condições socioeconômicas, com

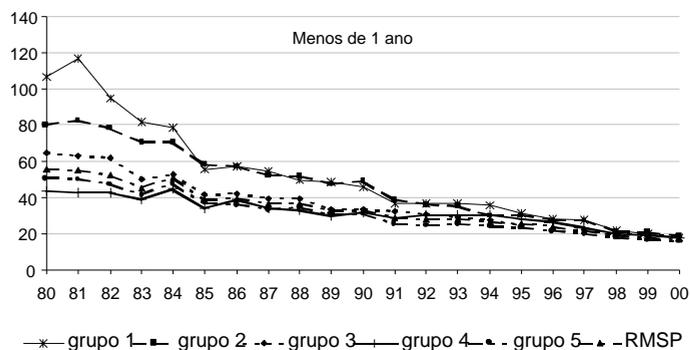
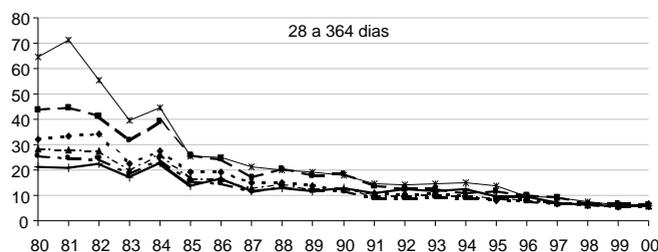
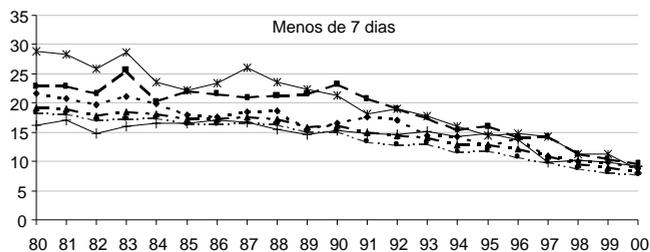
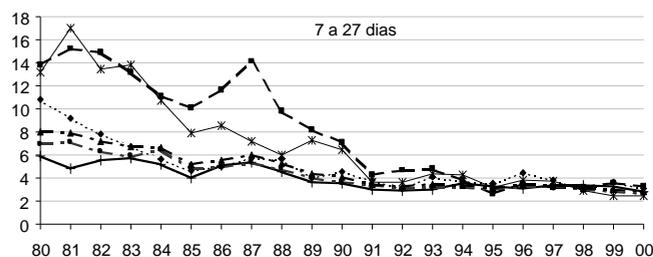


Figura - Coeficiente de mortalidade infantil e seus componentes, por Grupo de 1 a 5 e Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) de 1980 a 2000.

menor percentual de domicílios ligados às redes de água e esgoto, menos pessoas alfabetizadas e maior número de domicílios com baixos níveis de renda (Tabela 2). O grande crescimento da rede de água na RMSP fez com que mais de 90% dos domicílios tivessem água encanada e o incremento no percentual de pessoas alfabetizadas fez os níveis de analfabetismo caírem para menos de 10%, em todos os grupos ao final do período. Observa-se, também, que a rede de esgoto tão necessária para a saúde ainda não é universal na RMSP. Além disso, em todos os grupos de municípios, houve um aumento da proporção de famílias nas faixas salariais mais baixas.

O CMI e seus componentes foram estatisticamente decrescentes ( $p < 0,05$ ) com coeficiente de determinação entre 66 e 98%, indicando o bom ajuste do modelo exponencial para todas as séries históricas analisadas (Tabela 3). Dentre os componentes da mortalidade infantil, em todos os grupos de municípios, o período pós-neonatal apresentou a maior taxa de decréscimo, seguido pelo período neonatal tardio. A menor taxa de decréscimo pertence ao período neonatal precoce.

Entre os municípios, as menores taxas de decréscimo em todas as análises ocorreram no grupo 4, representado pelos municípios que em 1980 tinham CMI abaixo de 50‰ nv.

A maior tendência de queda exponencial ocorreu entre as doenças infecciosas e parasitárias, em todos os grupos de municípios e RMSP (Tabela 4). As anomalias congênitas tiveram as menores taxas de decréscimo e os valores mais baixos nos coeficientes de determinação. No grupo 4, o CMI por doenças endócrinas e nutricionais e por anomalias congênitas manteve-se estável durante o período, o mesmo acontecendo com as anomalias congênitas no grupo 5.

## DISCUSSÃO

O coeficiente de mortalidade infantil faz parte dos indicadores sociais mínimos (ISM) da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que devem compor a base de dados nacionais mínimos recomendados por diversas conferências internacionais promovidas pelas Nações Unidas. O Estado de São Paulo possui uma das menores taxas de sub-registro do País (2% para o registro do número de nascidos vivos e 10% para o número de óbitos),<sup>12</sup> possibilitando o

cálculo direto do CMI, de modo a formar séries históricas confiáveis, nas últimas duas décadas.

Apesar da grande queda no período, a magnitude do CMI na RMSP ainda é elevada se comparada com os países desenvolvidos, como a França (6‰ nv), Portugal (9‰ nv), Japão (4‰ nv), e Estados Unidos (7‰ nv). Todos os grupos de municípios, porém, apresentam valores abaixo dos 30‰ nv (Brasil em 2000) e da média de 34‰ nv de todos os países membros da Organização Mundial de Saúde<sup>15</sup> (1999).

Em 80, pelo menos 50% dos óbitos ocorriam no período pós-neonatal. Com a queda desse componente, ocorreu o deslocamento dos óbitos para o período neonatal, principalmente no período precoce que corresponde aos sete primeiros dias de vida. Do mesmo modo, houve uma grande queda nos óbitos devido às causas pertencentes ao conjunto de doenças infecciosas e parasitárias, doenças endócrinas, metabólicas e nutricionais e de doenças do aparelho respiratório, que, em 1980, representavam juntas quase 70% dos óbitos.

Já em 2000, com o decréscimo dessas doenças, o conjunto de mortes causadas pelas doenças originadas no período perinatal passaram a responder por mais 60% dos óbitos infantis em todos os grupos. Os dados mostram mudança na estrutura do CMI ocorri-

da nesses 20 anos. Szwarcwald et al<sup>13</sup> (1997) compararam a redução da mortalidade neonatal precoce e pós-neonatal de alguns estados brasileiros, entre eles o Estado de São Paulo, com os resultados obtidos pelo Japão, Chile, Estado Unidos e alguns países da Europa. Concluíram que os decréscimos atingidos pelos estados brasileiros foram compatíveis com os dos outros países somente na componente pós-neonatal. Os citados autores acrescentam que esses países só obtiveram baixos níveis de mortalidade infantil (abaixo dos 10 por 1.000 nv) após reduzir a mortalidade no período neonatal precoce. Assim como nos países desenvolvidos, uma importante queda na mortalidade infantil na RMSP só ocorrerá após a redução do componente neonatal precoce.

O componente pós-neonatal obteve a maior taxa de queda em todos os grupos de municípios na RMSP. Tomé & Latorre<sup>14</sup> (2001) analisaram a tendência do CMI no município de Guarulhos. Constataram que o componente pós-neonatal teve a maior tendência de queda nas três décadas do período de 1971 a 1998 destacando a implantação da rede de atendimento à saúde e melhoria do abastecimento no município a partir da década de 70 como possíveis fatores que causaram a queda do CMI em Guarulhos.

Macharelli & Oliveira<sup>8</sup> (1990) analisaram a mortalidade infantil em Botucatu, Estado de São Paulo,

**Tabela 3** – Modelos de regressão exponencial dos coeficientes de mortalidade infantil e seus componentes nos grupos de 1 a 5, Região Metropolitana de São Paulo, de 1980 a 2000.

Grupo	Coeficiente	$\beta_0$	$\beta_1$	IC 95% $\beta_1$	$r^2$	
Grupo 1	Neonatal precoce	19,02	-0,051	-0,0589	-0,0431	0,91
	Neonatal tardia	5,78	-0,096	-0,1086	-0,0834	0,93
	Pós-neonatal	18,91	-0,114	-0,1265	-0,1015	0,95
	Infantil	44,78	-0,085	-0,0919	-0,0781	0,97
Grupo 2	Neonatal precoce	18,04	-0,040	-0,0500	-0,0300	0,75
	Neonatal tardia	6,56	-0,097	-0,1127	-0,0813	0,90
	Pós-neonatal	16,70	-0,101	-0,1096	-0,0924	0,98
	Infantil	42,35	-0,075	-0,0797	-0,0703	0,98
Grupo 3	Neonatal precoce	15,58	-0,040	-0,0472	-0,0328	0,88
	Neonatal tardia	4,73	-0,051	-0,0641	-0,0379	0,78
	Pós-neonatal	13,36	-0,089	-0,0977	-0,0803	0,96
	Infantil	34,13	-0,063	-0,0676	-0,0584	0,98
Grupo 4	Neonatal precoce	14,17	-0,026	-0,0349	-0,0171	0,66
	Neonatal tardia	3,93	-0,034	-0,0430	-0,0250	0,73
	Pós-neonatal	12,12	-0,063	-0,0741	-0,0519	0,68
	Infantil	30,70	-0,041	-0,0475	-0,0345	0,90
Grupo 5	Neonatal precoce	13,37	-0,043	-0,0500	-0,0360	0,90
	Neonatal tardia	4,13	-0,049	-0,0571	-0,0409	0,89
	Pós-neonatal	11,34	-0,080	-0,0884	-0,0716	0,95
	Infantil	29,19	-0,058	-0,0622	-0,0538	0,98
Região metropolitana de São Paulo						
	Neonatal Precoce	14,44	-0,039	-0,0459	-0,0321	0,88
	Neonatal tardia	4,46	-0,054	-0,0621	-0,0459	0,91
	Pós-neonatal	12,53	-0,081	-0,0892	-0,0728	0,96
	Infantil	31,76	-0,059	-0,0630	-0,0550	0,98

Fonte: Dados Brutos - Fundação Estadual de Análise de Dados de São Paulo e Ministério da Saúde/ Sistema de Informações sobre Mortalidade.

$\beta_0$ : Intercepto;  $\beta_1$ : Incremento exponencial médio; IC95%  $\beta_1$ : Intervalo de Confiança de 95% para  $\beta_1$ ;  $r^2$ : coeficiente de determinação.

concluindo que o abastecimento de água inadequado e o baixo grau de escolaridade da mãe aumentam os riscos para a mortalidade infantil. No presente estudo, os municípios pertencentes aos grupos 1 e 2 que, no início do período possuíam as piores condições de saneamento e maior número de analfabetos, também apresentavam maior risco de óbito para seus nascidos vivos. Ao final do período, com a melhoria desses indicadores, os níveis de todos os grupos foram semelhantes.

A análise da tendência dos coeficientes de mortalidade específicos por causa dentro da RMSP mostrou maior tendência de queda dos óbitos causados pelas doenças infecciosas em todos os grupos de municípios, provavelmente devido ao aumento nas redes de água e esgoto. Monteiro & Nazário<sup>11</sup> (1995) estudaram a mortalidade infantil na cidade de São Paulo, entre 1973 e 1993, dividindo-a em três regiões de acordo com a renda mensal. Também concluíram que as diferenças na distribuição dos óbitos se atenuaram ao final do período, principalmente devido ao aumento no abastecimento de água nas regiões mais

pobres e à conseqüente queda das mortes causadas pelas doenças infecciosas.

Leal & Szwarcwald<sup>7</sup> (1996), ao analisarem a tendência do CMI no Estado do Rio de Janeiro, entre 1979 a 1993, constataram que o CMI decaiu de forma diferenciada dentro do Estado. E essa queda atingida pelas regiões de maior CMI foi graças ao componente pós-neonatal que sofreu grande influência da ampliação da rede pública de abastecimento de água e cobertura dos serviços de saúde. Assim como no Rio de Janeiro, a queda do CMI na RMSP foi mais acentuada nas regiões com maior deficiência de condições de saneamento devido ao acréscimo no número de ligações de água durante o período de estudo. Isso aconteceu apesar da diminuição do poder aquisitivo da população residente na RMSP. Provavelmente, outros indicadores ligados à saúde infantil, tais como aumento do período aleitamento materno, aumento do percentual de crianças vacinadas e avanços na assistência pré-natal, também contribuíram para o avanço da saúde infantil como um todo.<sup>2,10</sup> A queda da fecundidade que provocou a diminuição

**Tabela 4** – Modelos de regressão exponencial dos coeficientes de mortalidade infantil específicos pelas 5 principais causas (CID 9) de óbito dos grupos de 1 a 5 e Região Metropolitana de São Paulo de 1980 a 1995.

Grupo	Coefficiente	$\beta_0$	$\beta_1$	IC 95% $\beta_1$	$r^2$	
Grupo 1	D. Infecciosas (1)	8,24	-0,1770	-0,2038	-0,1502	0,94
	Endócrinas (2)	2,11	-0,1435	-0,1735	-0,1135	0,88
	Ap. Resp. (3)	10,62	-0,1071	-0,1325	-0,0817	0,85
	Congênitas (4)	2,77	-0,0230	-0,0383	-0,0077	0,42
	Perinatais (5)	23,00	-0,0442	-0,0541	-0,0343	0,87
Grupo 2	Infecciosas (1)	7,46	-0,1616	-0,1786	-0,1446	0,97
	Endócrinas (2)	1,89	-0,1468	-0,1724	-0,1212	0,92
	Ap. Resp. (3)	8,23	-0,0941	-0,1115	-0,0767	0,91
	Congênitas (4)	3,05	-0,0226	-0,0383	-0,0069	0,41
	Perinatais (5)	22,26	-0,0301	-0,0428	-0,0174	0,65
Grupo 3	Infecciosas (1)	5,25	-0,1608	-0,1744	-0,1472	0,98
	Endócrinas (2)	1,48	-0,1019	-0,1231	-0,0807	0,88
	Ap. Resp. (3)	7,42	-0,0873	-0,1023	-0,0723	0,92
	Congênitas (4)	2,88	-0,0121	-0,0200	-0,0042	0,44
	Perinatais (5)	17,67	-0,0303	-0,0373	-0,0233	0,86
Grupo 4	Infecciosas (1)	4,62	-0,0855	-0,1077	-0,0633	0,83
	Endócrinas (2)	1,21	-0,0290	-0,0654	0,0074*	0,17
	Ap. Resp. (3)	6,49	-0,0605	-0,0754	-0,0456	0,84
	Congênitas (4)	2,79	-0,0049	-0,0174	0,0076*	0,05
	Perinatais (5)	15,47	-0,0079	-0,0143	-0,0015	0,34
Grupo 5	Infecciosas (1)	4,14	-0,1323	-0,1492	-0,1154	0,95
	Endócrinas (2)	1,21	-0,1038	-0,1319	-0,0757	0,82
	Ap. Resp. (3)	6,62	-0,0783	-0,0910	-0,0656	0,93
	Congênitas (4)	2,92	-0,0007	-0,0052	0,0038*	0,01
	Perinatais (5)	15,24	-0,0333	-0,0393	-0,0273	0,91
Região metropolitana de São Paulo	Infecciosas (1)	4,81	-0,1338	-0,1494	-0,1182	0,96
	Endócrinas (2)	1,36	-0,0980	-0,1203	-0,0757	0,86
	Ap. Resp. (3)	7,03	-0,0790	-0,0919	-0,0661	0,93
	Congênitas (4)	2,90	-0,0052	-0,0090	-0,0014	0,39
	Perinatais (5)	16,49	-0,0284	-0,0339	-0,0229	0,90

Fonte: Dados Brutos - Fundação Sistema de Análise de Dados de São Paulo e Ministério da Saúde/Sistema de Informações sobre Mortalidade

$\beta_0$ : Intercepto;  $\beta_1$ : Incremento exponencial médio; IC95%  $\beta_1$ : Intervalo de confiança de 95% para  $\beta_1$ ;  $r^2$ : Coeficiente de determinação.

(1) Doenças infecciosas e parasitárias, (2) doenças endócrinas metabólicas nutricionais e transtornos imunitários, (3) doenças do aparelho respiratório, (4) anomalias congênitas, (5) afecções originadas no período perinatal.

\*p>0,05

do número de nascimentos de risco também pode ter contribuído para a diminuição do CMI.<sup>9</sup>

De modo geral, pela análise do CMI na RMSP, vê-se que as políticas públicas voltadas para a melhoria das condições de saneamento básico foram eficazes para diminuir a mortalidade pós-neonatal, período em que os óbitos decorrem principalmente de doenças ligadas às condições do ambiente em que a criança vive.

Almeida et al<sup>1</sup> (2002) analisaram a mortalidade neonatal no município de São Paulo, destacando a associação entre as condições socioeconômicas e o tipo de serviço utilizado pela gestante. Esses fatores, aliados aos resultados referentes ao deslocamento dos óbitos para o período neonatal precoce e a diminuição dos níveis de renda da população, indi-

cam a necessidade de uma política de saúde que priorize a capacitação dos serviços e dos profissionais ligados ao cuidado dos nascidos vivos e das gestantes, no período pré e pós-parto, de modo a garantir a vigilância mais sistemática dos recém-nascidos de alto risco. O acesso a esses serviços, independente do nível socioeconômico das gestantes, provavelmente propiciará que, no futuro, os CMI de todos os municípios da RMSP sejam comparáveis aos de países desenvolvidos.

Concluindo o CMI homogeneizou-se em torno de 18‰ em todos os grupos de municípios da RMSP. Metade dos óbitos concentra-se na primeira semana de vida, principalmente devido a doenças originadas no período perinatal. Os resultados indicam a necessidade de maior atenção ao período pré e pós-parto, para diminuição do CMI.

## REFERÊNCIAS

1. Almeida MF, Novaes HMD, Alencar GP, Rodrigues LC. Mortalidade neonatal no município de São Paulo: influência do peso ao nascer e de fatores sócio-demográficos e assistenciais. *Rev Bras Epidemiol* 2002;5:93-107.
2. Carvalhaes MABL, Parada CMGL, Manoel CM, Venâncio SY. Diagnóstico da situação do aleitamento materno em área urbana do sudeste do Brasil: utilização de metodologia simplificada. *Rev Saúde Pública* 1998;32:430-6.
3. [IBGE] Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo demográfico 1980: dados distritais São Paulo. Rio de Janeiro; 1983. v. 1, T. 3, n. 17, T 6, n. 19 e T. 5, n. 19.
4. [IBGE] Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo demográfico 2000. Resultados do Universo (Tabela 3.36.20) [on-line] Disponível em: <http://www.ibge.gov.br> [2002 mar]
5. Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE. Applied regression analysis and other multivariable methods. Belmont: PWS-Kent Publishing Company; 1988.
6. Latorre MRDO, Cardoso MRA. Análise de séries temporais em epidemiologia: uma introdução sobre os aspectos metodológicos. *Rev Bras Epidemiol* 2001;4:145-52.
7. Leal MC, Szwarcwald CL. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil (1979-1993): análise por grupo etário segundo região de residência. *Rev Saúde Pública* 1996;30:403-12.
8. Macharelli CA, Oliveira LR. Perfil de risco de crianças menores de um ano residentes em localidade do estado de São Paulo, Brasil, 1987. *Rev Saúde Pública* 1991;25:121-8.
9. Martins CM, Almeida MF. Fecundidade e diferenciais intra-urbanos de desenvolvimento humano, São Paulo, Brasil, 1997. *Rev Saúde Pública* 2001;35:421-7.
10. Monteiro CA, Júnior IF, Conde WL. Evolução da assistência materno-infantil na cidade de São Paulo (1984-1996). *Rev Saúde Pública* 2000;34(6 Supl):19-25.
11. Monteiro CA, Nazário CL. Declínio da mortalidade infantil e equidade social: o caso da cidade de São Paulo entre 1973 e 1993. In: Monteiro CA. Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do País e suas doenças. São Paulo: Hucitec/ Nupens/ USP; 1995. p. 173-85.
12. Simões CC. Estimativas da mortalidade infantil por microrregiões e municípios. Brasília (DF): Ministério da Saúde; 1999.
13. Szwarcwald CL, Leal MC, Castilho EA, Andrade CLT. Mortalidade infantil no Brasil: Belíndia ou Bulgária? *Cad Saúde Pública* 1997;13:1-21.
14. Tomé EA, Latorre MRDO. Tendências da mortalidade infantil no município de Guarulhos: análise do período de 1971 a 1998. *Rev Bras Epidemiol* 2001;4:153-67.
15. World Health Organization. World health report 1999: population mortality rates social and economic health services and finance. Geneva: 1999.