

Mortalidade infantil por causas na Região Metropolitana do Rio de Janeiro, 1976-1986: associação com variáveis socioeconômicas, climáticas e ligadas à poluição do ar*

Milena Piraccini Duchlade**
Kaizô Iwakami Beltrão***

É fácil entender que, nas áreas mais pobres, morram mais crianças, qualquer que seja a causa. Ou seja, mais crianças, nessas áreas, morrem de pneumonia, diarreias e causas perinatais.

A determinação social da mortalidade infantil é conhecida de longa data. Os avanços na saúde das populações humanas, expressos pela maior expectativa de vida, precederam, de muitas décadas, a descoberta de vacinas ou quimioterápicos, e são atribuídos de modo quase unânime às transformações nas condições gerais de vida (Mckinlay & Mckinlay,

1977; Berlinguer, 1978; Mckweon & Lowe, 1981, entre outros).

No Brasil, desde a década de 70 multiplicaram-se os estudos sobre tendências e padrões da mortalidade infantil, particularmente do ponto de vista das interrelações entre as condições socioeconômicas e os níveis de mortalidade (Carvalho & Sawyer, 1979).

* Este estudo foi extraído da dissertação de Mestrado *Mortalidade infantil por pneumonias na Região Metropolitana do Rio de Janeiro, 1976-1986*. Foi parcialmente financiado pela Fundação Ford, por meio do X Programa de Bolsas de Pesquisa em Estudos Populacionais, da ABEP.

** Pesquisadora Fiocruz

*** Pesquisador ENCE/IBGE

Para fins de simplificação, é possível agrupar os trabalhos existentes sobre este tema em duas grandes categorias: de um lado, as pesquisas baseadas em dados individuais, onde são coletadas as características sociais de uma amostra de base populacional; de outro, os estudos ditos ecológicos (1), onde taxas médias de morbidade ou de mortalidade são associadas a indicadores socioeconômicos.

Assim, por exemplo, poderíamos citar os trabalhos de Leser (1975), Monteiro et al (1980), Paim (1981) et al (1980, 1982), Victora & Blank (1980) e de Yunes (1983), como pertencentes ao grupo dos estudos ecológicos. Todos estes autores constataram taxas de mortalidade infantil sistematicamente mais elevadas nas áreas onde vive a população mais pobre. Poder-se-ia então definir com razoável segurança em que locais, bairros ou regiões é maior a probabilidade de morte. Sendo todavia a morte precoce um evento raro, mais difícil fica afirmar "quem" é vítima desse risco. Seriam "os mais pobres dentre os pobres" (Post, 1990) aqueles cujos filhos acabam por vir a falecer?

Apenas estudos baseados em dados coletados no nível individual são capazes de relacionar os fatores específicos que contribuem para aumentar o risco de morrer. À clássica *Investigação Interamericana sobre Mortalidade na Infância* (Puffer & Serrano, 1973), seguiram-se vários outros estudos, de menor abrangência geográfica porém calçados em técnicas cada vez mais refinadas do ponto de vista demográfico e estatístico. A maioria destes trabalhos apoiou-se em métodos indiretos para estimativas de mortalidade, derivados da técnica proposta por Brass (1968). Assim, Vetter & Simões (1980), Sawyer & Soares (1982), Saad (1984), Oliveira & Simões (1986), Simões (1989), Ferreira (1989), Victora (1983), Victora et al (1986), Sawyer et al (1987), Beltrão & Sawyer (1990), entre outros, apontaram os determinantes socioeconômicos da mortalidade infantil.

Dentre as variáveis identificadas como importantes, destacam-se: renda familiar mensal per capita, condições de saneamento do domicílio (água e esgotos), condição migratória, instrução da mãe e/ou do pai, situação urbana ou rural, situação de emprego do chefe da família. Conclusões semelhantes foram evidenciadas por meio de inquéritos de base populacional (Monteiro, 1988; Monteiro et al, 1989) e do estudo longitudinal com cinco mil crianças realizado em Pelotas (Victora et al, 1988).

Se existe farta literatura nacional a respeito da influência dos fatores socioeconômicos na mortalidade de crianças, o mesmo não se pode dizer em relação a pesquisas que investiguem aspectos mais específicos de algumas doenças, como, por exemplo, fatores de risco segundo causa de morte. Mesmo no exterior, esse tipo de estudo é bem mais escasso.

Entre as exceções podemos citar estudos sobre a etiopatogenia das gastroenterites, sabidamente associada à falta de acesso à água tratada, a hábitos higiênicos precários e à inexistência de esgotamento sanitário adequado (Veronesi, 1976; Feachem, 1983, 1984, entre outros). Também em relação às infecções respiratórias agudas em crianças, podemos destacar, entre os fatores de risco já conhecidos, a aglomeração domiciliar, a frequência em creches, o fumo dos pais ou a poluição atmosférica, por exemplo (Colley et al, 1973; Gardner et al, 1984; McConnochie & Roghmann, 1986; Taylor et al, 1982).

Cumprir frisar que inúmeros estudos específicos apontam para a importância dos fatores englobados genericamente sob a rubrica "condições gerais de vida" – refletidos em índices como renda familiar ou instrução da mãe – ou ainda para indicadores que podem ser encarados como variáveis intermediárias (2), como peso ao nascer, desnutrição ou desmame precoce, tanto na etiopatogenia das diarreias quanto das infecções

respiratórias agudas (Monteiro, 1988; Victora et al, 1988). Tal coincidência é facilmente explicável, à medida que diarreias e pneumonias constituem as duas principais causas de morte ditas exógenas, afetando sobretudo lactentes do período pós-neonatal. Se no período neonatal (3) as causas ligadas à gravidez e ao parto são responsáveis por 80% da mortalidade total, na fase entre o primeiro e o 11º mês de vida este lugar é ocupado pelas infecções intestinais e respiratórias, além da desnutrição. Logo, espera-se que os mesmos determinantes que afetam a mortalidade infantil como um todo também contribuam para explicar o risco de adoecer e morrer pelas principais causas de mortalidade. O sinergismo entre desnutrição e infecção, comprovado há décadas (Tupasi, 1985; Scrimshaw et al, 1970; Saad, 1986) nos ajuda a compreender porque as crianças desnutridas, filhas de famílias pobres, com baixo nível de instrução, e vivendo em moradias com saneamento precário, são as maiores vítimas da multiplicidade de vírus e bactérias presentes no ambiente, usualmente causadores de infecções benignas. Essas crianças, vulneráveis sob inúmeros aspectos, adoecem gravemente e morrem após uma série de episódios repetidos de infecção (Mosley, 1988). Por outro lado, são raras as pesquisas nacionais sobre problemas como as relações entre a poluição do ar e a saúde humana em geral, ou a mortalidade em particular.

Em relação aos efeitos da poluição atmosférica sobre a saúde, nos últimos 60 anos três episódios dramáticos alertaram as autoridades para as graves consequências causadas por períodos agudos de poluição: no Vale do Mosa (Bélgica), em 1930; em Donora, Pensilvânia (EUA), em 1948, e em Londres (Grã-Bretanha), em 1952 (OPS/OMS, 1976).

Desde então, multiplicaram-se os estudos que visam demonstrar os efeitos deletérios de poluentes atmosféricos sobre a saúde (4). No Brasil, entretanto,

tais pesquisas são escassas, excetuando-se alguns trabalhos realizados em São Paulo (Pina Ribeiro, 1971; Mendes, 1976; Sobral, 1988, 1989), no Rio de Janeiro (Lemle, 1979; Penna & Duchidae, 1991) e em Salvador (Loureiro, 1976; Carvalho, F. et al, 1986). O objetivo deste artigo é o de investigar, com base em dados sobre a Região Metropolitana do Rio de Janeiro (RMRJ) coletados no período de 1976 a 1986, as possíveis associações entre os níveis de mortalidade infantil por algumas causas selecionadas para 25 subáreas da RMRJ e indicadores socioeconômicos, climáticos e ligados à poluição do ar.

Material e métodos

A área estudada é a Região Metropolitana do Rio de Janeiro – RMRJ, segunda metrópole em importância no país. É constituída da Capital (município do Rio de Janeiro) e de 13 municípios periféricos (Duque de Caxias, Itaguaí, Itaboraí, Magé, Mangaratiba, Maricá, Nilópolis, Niterói, Nova Iguaçu, Petrópolis, Paracambi, São Gonçalo e São João de Meriti). Em 1980, viviam, em uma área correspondente a 15% do território do Estado, 79,8% da população total (Quadro 1). O município do Rio de Janeiro, por sua vez, divide-se em 24 Regiões Administrativas (RAs), bastante heterogêneas entre si do ponto de vista do nível de renda de seus habitantes, de equipamentos públicos como serviços de água e esgoto, e da densidade demográfica ou poluição do ar.

Ao estudarmos os indicadores socioeconômicos fornecidos pelos censos demográficos de 1960, 1970 e 1980, constatamos existir uma ordenação do Núcleo para a Periferia, entre as RAs mais ricas e dotadas dos serviços públicos essenciais e as RAs mais periféricas, bastante semelhantes aos municípios da Periferia (Abreu, 1987). Uma análise de componentes principais revelou existir

Quadro 1
Altitude, Superfície, População e Densidade Demográfica
RAs e Municípios da Região Metropolitana do Rio de Janeiro
1980

Área	Município/Região Administrativa	Altitude (m)	Área Terrestre (km ²)	População (hab.)	Densidade Demográfica (hab/km ²)
1	Portuária	5*	6,88	46.113	6.702,47
2	Centro	5*	6,47	55.108	8.517,46
3	Rio Comprido	5*	4,73	93.941	19.860,68
4	Botafogo	5*	11,46	267.760	23.364,75
5	Copacabana	5*	7,67	228.252	29.759,06
6	Lagoa/Gávea	5*	14,37	216.352	15.055,81
7	São Cristóvão	5*	10,39	93.828	9.030,61
8	Tijuca	5*	43,53	205.580	4.722,72
9	Vila Isabel	5*	12,70	177.953	14.012,05
10	Bonsucesso/Ramos	5*	22,10	255.201	12.696,57
11	Penha	5*	23,28	315.674	13.559,88
12	Méier	5*	26,81	411.641	15.354,01
13	Engenho Novo	5*	18,55	207.710	11.197,30
14	Irajá	5*	16,00	273.566	17.097,88
15	Madureira	5*	22,02	277.353	12.595,50
16	Jacarepaguá	5*	117,07	326.594	2.789,73
17	Bangu	5*	106,41	530.238	4.982,97
18	Campo Grande	5*	286,05	333.924	1.167,36
19	Santa Cruz	5*	159,19	151.301	950,44
20	Ilha do Governador	5*	33,53	171.140	5.104,08
21	Paqueta	5*	1,09	2.252	2.066,06
22	Anchieta	5*	41,25	337.573	8.183,59
23	Santa Teresa	> 100	3,09	61.586	19.930,74
24	Barra da Tijuca	5*	176,36	50.061	283,86
Rio de Janeiro		5	1.171	5.090.700	4.347,31
25	Duque de Caxias	5	442	575.814	1.302,75
26	Itaboraí	27	526	114.540	217,76
27	Itaguaí	4	523	90.133	172,34
28	Magé	4	718	166.602	232,04
29	Mangaratiba	2	290	13.845	47,74
30	Maricá	3	339	32.618	96,22
31	Nilópolis	29	22	151.588	6.890,36
32	Niterói	3	130	397.123	3.054,79
33	Nova Iguaçu	26	764	1.094.805	1.432,99
34	Paracambi	35	197	30.319	153,90
35	Petrópolis	838	1080	242.009	224,08
36	São Gonçalo	13	228	615.352	2.698,91
37	São João do Meriti	7	34	398.826	11.730,18
Região Metrop. do Rio de Janeiro		-	6.464	9.014.274	1.394,53
Estado do Rio de Janeiro		-	43.305	11.291.520	260,74

* Vide nota (2)

FONTES: FAPERJ, 1981; IBGE, Censo Demográfico 80; IPLAN-Rio, 1986.

forte correlação em um conjunto de 24 covariáveis sociais ligadas a renda familiar, instrução de mulheres, estrutura etária e saneamento ambiental (água e esgotos) (Duchiade, 1991). Foi possível, assim, selecionar três covariáveis so-

cioeconômicas, que resumiriam as diferenças entre áreas:

- Zona (ZONA): variável categórica representando a estratificação da RMRJ em três grandes subáreas (Quadro 2):

Quadro 2
Reagrupamento das RAs
Região Metropolitana do Rio de Janeiro

Zona 1 RAs	Zona 2 RAs	Zona 3 RAs
4	1	17
5	2	18
6	3	19
8	7	22
9	10	Nilópolis
24	11	Petrópolis,
	12	São Gonçalo
	13	São João de Meriti
	14	Nova Iguaçu
	15	Caxias
	16	Mangaratiba
	20	Magé
	21	Maricá
	23	Itaboraí
	Niterói	Itaguaí
		Paracambi

FONTE: Abreu, 1987 (adaptação).

- núcleo central rico
- zona intermediária de transição
- periferia distante
- Instrução de Mulheres (INS): variável indicadora da proporção de mulheres acima de 10 anos que não possuíam sequer o curso elementar (menos de quatro anos de instrução), utilizada enquanto *proxy* de pobreza.
- Fossa Séptica (FS): proporção de domicílios com fossa séptica, encarada aqui como variável que revela, por um lado, a ausência de rede pública de esgotos e, por outro, a sua substituição por um sistema de esgotamento sanitário considerado adequado. As áreas mais pobres não dispõem, portanto, de nenhum dos dois sistemas.

Com exceção da variável ZONA, categórica e portanto considerada enquanto fator constante ao longo do tempo, as covariáveis INS e FS estavam disponíveis apenas para os anos censitários de 70 e 80, para todas as regiões administrativas e municípios. Como pretendíamos analisar dados mensais, foi necessária a realização de uma interpola-

ção, após transformação logital, de modo a obtermos estimativas dessas mesmas variáveis em nível mensal. Para o período de 1976 a 1979, nossas estimativas são provavelmente melhores, por se tratarem de anos intercensitários, se comparadas àquelas para o período 1981-1986, extra-censitários. Entretanto, é inevitável lidarmos com a limitação dos dados disponíveis, sob pena de abrirmos mão desse tipo de estudo. Corremos portanto o risco de nossas estimativas terem de ser revistas após a divulgação dos resultados do Censo de 91, a qual mal está se iniciando.

No caso das variáveis climáticas, o Instituto Nacional de Meteorologia dispõe de 10 estações meteorológicas que podem fornecer indicadores para a RMRJ (Quadro 3). Optamos por trabalhar com apenas seis das 10 estações (Flamengo, Jacarepaguá, Bangu, Santa Cruz, Santa Teresa e Ecologia Agrícola), após consulta aos técnicos do INEMET - Instituto Nacional de Meteorologia (5).

As variáveis climáticas utilizadas foram:

- Média das temperaturas mínimas (MM) mensal, uma vez que os dados para temperatura média diária (dita média compensada) não existiam para o conjunto das estações.
- Número de dias de chuva (ND), corrigido para compensar a duração desigual dos meses, através da fórmula:

$$\frac{\text{n}^\circ \text{ de dias de chuva}}{\text{n}^\circ \text{ de dias do mês}} \times 30,4$$

A escolha dessas duas covariáveis deu-se após revisão da literatura, onde se constatou que as epidemias de gripe e de inúmeras outras viroses respiratórias ocorrem com maior frequência no inverno. Além disso, os episódios agudos de poluição do ar costumam acontecer durante os meses de inverno, quando a ausência de chuvas, combinada com a queda da temperatura, dificulta a disper-

Quadro 3
Área de Abrangência dos Postos de Observação Meteorológica
Região Metropolitana do Rio de Janeiro
1976-1986

Estação	Altitude	Anos com Informação Disponível	Abrangência
Flamengo	5,3m	1976-1986	RAs 1 a 15, 20, 21, Niterói
Jacarepaguá	12m	1976-1986	RAs 16 e 24
Bangu	40m	1976-1986	RAs 17 e 22, Caxias, Nilópolis, Nova Iguaçu, São João de Meriti, São Gonçalo
Santa Cruz	63,4m	1976-1986	RAs 18 e 19
Santa Teresa	233m	1976-1986	RA 23
Ecologia Agrícola	33m	1976-1986	Itaguaí, Paracambi
Teresópolis	874,2m	1976-1986	Petrópolis
Angra dos Reis	1,57m	1976-1986	Mangaratiba
São Bento	6m	1976-1982	Caxias
Tingüá	125,4m	1976-1986	Nova Iguaçu

FONTE: INEMET - Instituto Nacional de Meteorologia.

são dos poluentes, propiciando o fenômeno da chamada inversão térmica (Sales, 1978; FEEMA, 1990).

Para caracterizar a poluição do ar, tivemos acesso aos dados da Fundação Estadual de Engenharia do Meio Ambiente – FEEMA, que possui 22 estações de monitoramento do ar na RMRJ (Quadro 4), abrangendo 24 RAs da capital e sete municípios da periferia. Como agrupamos seis RAs (Copacabana e Lagoa; Tijuca e Vila Isabel; Campo Grande e Santa Cruz) ficamos, na verdade, com informações relativas a 25 subáreas da RMRJ quanto à qualidade do ar.

Os indicadores utilizados foram os teores médios de partículas em suspensão no ar (em microgramas por metro cúbico) coletados pelo método dito "high-volume" (FEEMA, 1979), e medidos sob o ponto de vista da poluição média mensal (dita PM) e da poluição máxima mensal (dita PX).

Essas duas covariáveis foram selecionadas devido ao fato de a Organização Mundial de Saúde recomendar que a média geométrica anual de partículas em suspensão não seja superior a 80 micro-

gramas/m³. Já a poluição máxima aceitável seria 240 microgramas/m³, não excedida mais que uma vez por ano. O Brasil, através de resolução do CONAMA (CONAMA, 1990) adotou os mesmos padrões da OMS.

Para estas informações, a FEEMA nos forneceu os dados mensais. Apenas no caso de dados faltantes foi preciso realizar uma interpolação, levando em conta as médias anuais e mensais construídas a partir das séries completas. Como não foi possível obter outros indicadores mais específicos em termos de composição dos poluentes (dióxidos de enxofre, óxidos de nitrogênio, oxidantes fotoquímicos etc.), as partículas em suspensão foram aqui utilizadas como medida bruta de poluição, o que também é feito em estudos internacionais.

Além dessas covariáveis, todas contínuas (com exceção de ZONA), construímos duas outras variáveis relacionadas com o tempo. Uma variável ANO, sendo que ano 1 = 1976 e ano 11 = 1986, e outra variável dita TIME, onde a unidade considerada foi mês.

Quadro 4
Estações de Monitoramento da Qualidade do Ar
Região Metropolitana do Rio de Janeiro

Estação/Código	Anos Disponíveis (1)	Abrangência (2)
Centro (AR 2)	76-86	RA: 1, 2 e 4
Rio Comprido (AR 3)	80-86	RA: 3
Copacabana (AR 5)	76-86	RA: 5 e 6
São Cristóvão (AR 7)	76-79	RA: 7
Benfica (AR 7)	80-86	RA: 7
Vila Isabel (Empa) (AR 9)	76-86	RA: 8 e 9
Bonsucesso (AR 10)	78-86	RA: 10
Penha (AR 11)	76-86	RA: 11
Méier I (AR 12)	76-79	RA: 12 e 15
Inhaúma (AR 12)	82-86	RA: 12 e 15
Méier II (AR 13)	80-86	RA: 13
Irajá (AR 14)	79-86	RA: 14
Bangu (AR 17)	80-86	RA: 17
Santa Cruz (AR 19)	80-86	RA: 18 e 19
Ilha do Governador (AR 20)	76-86	RA: 20
Santa Teresa (AR 23)	80-86	RA: 23
Nilópolis (AR 31)	80-86	RA: 22 e Nilópolis
Caxias Centro (AR 25)	80-86	Caxias
Itaguaí (AR 27)	80-85	Itaguaí
Niterói (AR 32)	80-86	Niterói
Nova Iguaçu (AR 33)	80-86	Nova Iguaçu
São Gonçalo (AR 35)	80-86	São Gonçalo
São João do Meriti (AR 36)	80-86	São João de Meriti

Notas: (1) anos com informações disponíveis.
 (2) área de abrangência.

FONTE: FEEMA.

Assim, TIME 1 = janeiro 1976 e TIME 132 = dezembro 1986. Também estas variáveis foram consideradas como contínuas.

Após definir as covariáveis incluídas no estudo, é preciso definir a variável dependente. No nosso caso, consideramos como variável-resposta a taxa específica de mortalidade infantil, neonatal ou pós-neonatal, por causas.

Assim, por exemplo, a taxa de mortalidade infantil neonatal pela causa x para o mês i será:

$$TMNN = \frac{\text{óbitos até 27 dias de vida pela causa } x \text{ mês } i}{\text{total de nascidos vivos para o mês } i}$$

No caso da mortalidade pós-neonatal, o numerador passa a ser o total de óbitos ocorridos entre o 28º dia e o 11º mês de vida, para cada causa selecionada. Cumpre fazer algumas observações

sobre a escolha dessa variável-resposta, também conhecida como taxa de mortalidade infantil convencional, ao invés de *probabilidade de morrer antes de completar um ano*, mais usual (Shryock et al, 1976) em demografia. Nossa fonte de dados para o numerador foi o arquivo de declarações de óbito do Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde. Apesar de a data de nascimento constar do atestado original, o dado não é digitado, e portanto se perde. Embora fosse teoricamente possível, a partir do mês do óbito e da idade da criança, recuperarmos esta informação, identificando o ano de nascimento de cada criança, consideramos desnecessário este procedimento, por ser consagrado, em saúde pública, o emprego da taxa de mortalidade infantil convencional, que relaciona óbitos ocorridos em dado ano com os nascimentos daquele mesmo ano. Ape-

sar de se tratar de duas coortes distintas de crianças (as nascidas naquele mesmo ano e as nascidas no ano anterior), o uso dessa taxa não apresenta grandes problemas quando existe relativa estabilidade no número de nascimentos de ano para ano.

Utilizamos os dados de mortalidade sem qualquer correção, uma vez que julgamos serem, os dados do Registro Civil da RMRJ, de qualidade comparável aos do Estado de São Paulo. Isto, pelo fato de o Rio de Janeiro ter sido capital federal por mais de 200 anos e de o Estado apresentar o mais elevado grau de urbanização do Brasil, uma vez que quase 80% da população total do Estado vivia na RMRJ. A nosso ver, na RMRJ o sub-registro de óbitos deve se limitar às mortes de jovens e adultos causadas por violência criminal e por grupos de extermínio. No caso de crianças, acreditamos ser desprezível o nível de sub-registro, com exceção talvez das mortes fetais.

Infelizmente, o mesmo não pode ser dito em relação às informações sobre o número de nascidos vivos. Como ocorre nos demais estados, mesmo nos das regiões Sul e Sudeste, é notória a existência dos registros atrasados de nascimento. Para corrigirmos os dados fornecidos pelo Registro Civil, foi necessário estimar um fator de correção, através de metodologia apresentada em outra parte (Beltrão et al, 1990).

Inicialmente, o método de correção de nascidos vivos proposto por Beltrão (1990) foi aplicado a dois subconjuntos do Estado do Rio de Janeiro, a Capital e a RMRJ como um todo, e a Periferia sendo obtida por diferença. Para alocar os nascidos vivos pelas RAs da Capital, entretanto, as únicas fontes disponíveis com este grau de desagregação consistem nos censos demográficos de 1970 e 1980. Isso porque as Estatísticas do Registro Civil divulgam os dados em nível municipal, apenas informando o município de registro e aquele de residência da mãe.

Já os censos publicam o número de crianças nascidas vivas nos últimos doze meses bem como o número de menores de um ano, para cada RA da capital. Sabe-se que existe subestimação desses dados, explicada em parte pela forma de coleta. Métodos indiretos, como o de Brass, buscam, entre outros, corrigir este problema.

Estimamos então um fator de correção, graças à técnica de Brass, utilizando as taxas de fecundidade (F) e de parturição (P) específicas por grupo quinquenal de idade das mães. O corretor foi a razão P/F para 1980, utilizado para corrigir as proporções de cada subárea. Estas, após transformação logital, foram interpoladas de 76 a 79, e extrapoladas de 81 em diante, de modo a se obter, então, proporções corrigidas, a cada ano, por área.

Os nascidos vivos da Capital e da Periferia foram distribuídos, a partir dessas proporções, para as respectivas sub-áreas, obtendo-se os denominadores das taxas de mortalidade infantil; alocamos então o total de cada ano como referente ao mês de dezembro. Os valores referentes aos nascidos vivos, para cada mês, foram estimados por interpolação linear simples, a partir de dois totais anuais consecutivos. O número obtido desta forma representa portanto o total de nascidos vivos nos 12 meses anteriores, e não o total de nascimentos daquele mês, compondo coortes de nascidos, que se deslocam mês a mês.

A eventual existência de sazonalidade nos nascimentos, já constatada em outros países (Calot & Blayo, 1982; Land & Cantor, 1985; Becker et al, 1986); poderia dificultar a aplicação de interpolação simples para estimação dos denominadores mês a mês. Todavia, a inexistência de dados confiáveis para o número de nascimentos mensais impediu qualquer tipo de correção sazonal, fato que refletiu em nossos resultados, como veremos a seguir. Por outro lado, a utilização das proporções corrigidas de nascidos vivos por área com base nos censos de 70 e 80

também está sujeita a críticas, pois, apesar da redução das migrações durante a última década, no caso do Estado do Rio de Janeiro, são inegáveis as transformações da RMRJ. As pressões da especulação imobiliária têm propiciado o surgimento de novos bairros e loteamentos, tanto na cidade do Rio de Janeiro quanto em municípios periféricos, com deslocamento de importantes contingentes populacionais, e a conseqüente redistribuição das respectivas proporções entre RAs e municípios. A impossibilidade de emprego de fontes alternativas de informação, como o número de domicílios servidos com luz elétrica ou água potável, ou o número de residências que pagam imposto predial, por exemplo, não nos deixou todavia outra opção. As dificuldades para projeções de pequenas áreas são fartamente conhecidas pelos demógrafos (Wong et al 1987). Entretanto, como já afirmou Martine (1987) "apesar dos vieses que as projeções possam ter, é melhor tê-las, usá-las e aperfeiçoá-las, sempre encarando-as criticamente, do que optar pela ignorância implícita no dito recorrente na boca de políticos: o futuro a Deus pertence".

Assumimos portanto as limitações implícitas em nossas estimativas de nascidos vivos. Para investigar a existência de associações entre variáveis socioeconômicas, climáticas e de poluição do ar e os níveis de mortalidade, optamos por utilizar uma técnica de análise multivariada de dados, através do ajuste de um modelo linear generalizado (Nelder & Wedderburn, 1972; McCullagh & Nelder, 1983; Cordeiro & Paula, 1989).

Assim como o modelo linear clássico, os MLGs também apresentam um componente aleatório e outro, sistemático. Enquanto no modelo linear clássico o componente aleatório (erro) tem distribuição normal com média zero e variância constante, no MLG o componente aleatório tem distribuição de erro que pertence à família exponencial (6). O componente sistemático admite a existência de uma

função de ligação entre as médias das observações e a estrutura linear do modelo.

"O processo de trabalho com os MLGs divide-se em três etapas: formulação de modelos, ajustamento de modelos e inferência. A etapa de ajustamento representa o processo de estimação dos parâmetros lineares dos modelos, e de determinadas funções destes parâmetros, que representam medidas de adequação dos valores estimados. Embora vários métodos possam ser usados para estimar os parâmetros do MLG, o método de máxima verossimilhança é o preferido, por conduzir a uma estimação mais simples" (Baker & Nelder, 1978).

A formulação e ajustamento de MLGS pode ser feita através do pacote estatístico GLIM – *Generalized Linear Iterative Modelling* (Baker & Nelder, 1978), disponível para microcomputadores tipo PC.

Ajustar um modelo a um conjunto de dados equivale a substituir um conjunto de valores observados por outro, novo, de valores ajustados, deduzidos do modelo. Para avaliar o quão os valores ajustados são discrepantes em relação aos valores originais, existem duas medidas: a razão de máxima verossimilhança, conhecida como desvio, e uma forma generalizada da estatística de adequação de Pearson. A função desvio é definida por:

$$D(y; u) = 2(L(y; y) - L(y; u))$$

onde y = valor observado

u = valor ajustado

$L(y; u)$ = máximo da log-verossimilhança para o modelo em investigação, com p parâmetros.

$L(y; u)$ = máximo da log-verossimilhança para o modelo saturado.

Entende-se por modelo saturado aquele com n parâmetros, ou seja, um parâmetro em que cada observação se ajusta exatamente aos dados, fazendo com que as estimativas das médias sejam iguais às próprias observações, com

toda variação sendo devida à componente sistemática. Quanto mais bem ajustado um modelo, menor seu desvio.

Os graus de liberdade do desvio são definidos por $v = n - p$, sendo n o número de observações e p o número de parâmetros.

A tabela de análise dos desvios (ANODEV) é constituída a partir de uma seqüência de modelos encaixados, obtidos pela adição de termos um a um, com a correspondente seqüência de desvios decrescentes (7).

Resultados

Inicialmente foi realizada uma análise das tendências da mortalidade infantil por causas, no período de 1976 a 1986, para as duas grandes subáreas da Região Metropolitana do Rio de Janeiro, a Capital e a Periferia, consideradas em seu conjunto. Observa-se ter havido queda nas taxas de mortalidade por causas selecionadas, embora em ritmos desiguais, mais evidente na Capital do que na Periferia. As únicas exceções foram as taxas de mortalidade por causas perinatais (CID IX Rev. 760-779) e por anomalias congênitas (CID IX REV., 740-759), as quais mantiveram-se estáveis no intervalo.

Em seguida, foi feito um estudo da sazonalidade das taxas de mortalidade, também considerando Capital e Periferia. Foram notadas inúmeras semelhanças entre os padrões das diferentes doenças, no sentido de o primeiro semestre ficar, em geral, acima da média, e o segundo semestre, abaixo da média. Assim, por exemplo, os meses de pico para a mortalidade neonatal total e por causas perinatais foram março e fevereiro, para Capital e Periferia, enquanto os meses de mínimo foram novembro e outubro, respectivamente. Já quanto à mortalidade pós-neonatal, os meses de máximo vão de maio a julho, tanto na Capital quanto na Periferia, para todas as doenças estuda-

das: pneumonias (CID IXa rev. 480-486), diarreias (CID - 001 a 009), outras respiratórias (CID 460-478-519), desnutrição (CID 260-269) e o grupo das outras doenças (resíduo das demais).

Para a mortalidade neonatal, é lícito perguntar-se até que ponto as flutuações mensais não refletem, antes de mais nada, oscilações no número de nascimentos, uma vez que a maior parte dos óbitos por causas perinatais ocorre até o sexto dia de vida, e tem por origem problemas ligados à gravidez e ao parto.

Já no caso de mortalidade pós-neonatal, a concentração de óbitos entre maio e julho, mesmo no caso de doenças de etiologia não-infecciosa, como a desnutrição, nos remete à discussão da multicausalidade da mortalidade infantil bem como à questão da qualidade do Atestado de Óbito (Saad, 1986; Carvalho et al, 1990).

Em seguida, foi feito um estudo das taxas médias de mortalidade infantil pelas 37 subáreas da Região Metropolitana do Rio de Janeiro. Constatamos existir profundas disparidades entre as distintas RAs e municípios, para todas as causas selecionadas, com um gradiente de melhor para pior, do Núcleo para as Periferias. Detalhes sobre os resultados do estudo de tendências, da sazonalidade e das diferenças por áreas encontram-se em outra parte (Duchiade, 1991).

Uma primeira etapa de análise multivariada foi a tentativa de ajustar MLGs às taxas específicas de mortalidade anuais, para quatro causas selecionadas. Escolhemos as duas principais causas do período pós-neonatal, as mortes por pneumonias e por diarreias, e duas do período neonatal, as causas perinatais e novamente as pneumonias. Justificamos nossa escolha com os seguintes argumentos:

- as pneumonias deveriam necessariamente ser incluídas, por estarmos interessados em buscar associações com variáveis ligadas ao clima e à qualidade do ar;

- a comparação da mortalidade por uma mesma doença, as pneumonias, no período pós-neonatal e no período precoce, poderia revelar quais as semelhanças nos padrões de mortalidade, segundo a idade da criança;
- as diarreias representam a segunda causa de morte no período infantil tardio, após as pneumonias, e sua etiologia está ligada mais fortemente à falta de saneamento básico. As variáveis climáticas e ligadas à qualidade do ar não deveriam portanto se comportar igualmente na mortalidade por diarreia e por pneumonias;
- as causas perinatais constituem cerca de 80% das mortes neonatais, e sua maior parcela ocorre durante as primeiras horas após o parto, até o sexto dia de vida. Assim, essas crianças não teriam tempo de sofrer a influência das estações e da qualidade do ar. A existência de associações entre a mortalidade por causas perinatais e as nossas variáveis ambientais seria sinal de associação espúria, devido a fatores de confundimento (8).

Optamos por entender nossa variável-resposta, o número de mortes infantis por idade e causa, como obedecendo a uma distribuição binomial, onde a probabilidade de morte p é vista como uma proporção dos nascidos vivos, com seu complemento sendo $(1 - p)$, a probabilidade de sobrevida.

No caso dos MLGs, a função de ligação canônica adotada para uma distribuição binomial é a função logito (ou *logit*), $\log(p/1-p)$, utilizada como *default* pelo GLIM, versão 3.77, *software* computacional que empregamos para ajustar os MLGs. Assim, a distribuição de erro assumida foi binomial, tendo como denominador os nascidos vivos. Considerando os 11 anos estudados, seriam ajustados para os dados anuais, em princípio, $11 \times 25 = 265$ registros, já que são 25 as áreas

para as quais dispomos de todas as variáveis. Entretanto, boa parte das estações da FEEMA só passou a funcionar a partir de 1980, reduzindo então o número de observações a 224.

Foi montada uma matriz de 224 linhas e nove colunas, com cada linha representando os dados de uma área e ano determinados, com oito colunas constituindo as "variáveis independentes" e, na nona coluna, os nascidos vivos daquela área e ano. Das "variáveis independentes", sete eram contínuas e uma foi categorizada em três fatores, a variável ZONA.

As covariáveis quantitativas utilizadas foram:

ANO, variando de 1 a 11;

INS (proporção de mulheres acima de 10 anos sem sequer o curso elementar);

FS (proporção de domicílios com fossa séptica);

PX (poluição máxima em partículas em suspensão);

PM (poluição média em partículas em suspensão);

ND (número médio mensal de dias de chuvas);

MM (temperatura média mínima mensal).

O fator ZONA foi dividido em três categorias, conforme já descrito.

Como o GLIM permite que se realizem transformações de variáveis, de modo a se obterem ajustes melhores, foram três as transformações tentadas:

- uma transformação quadrática do tempo, ANOQ = ANO X ANO;

- uma transformação quadrática das variáveis de poluição PXQ e PMQ, correspondendo respectivamente ao quadrado de PM e PX;

- uma transformação logarítmica das variáveis de poluição, LPX = Log (PX), e PM = Log (PM).

Após diversas tentativas, constatamos que a transformação da variável ANO em um termo quadrático pouco ajudava. Já no caso das variáveis PX e PM,

a transformação logarítmica mostrou-se a mais adequada, sendo que a variável LPM sempre gerava reduções maiores nos desvios do que a variável LPX, que foi, portanto, preterida em prol de LPM.

Para os dados desagregados em nível mensal, foram utilizadas as mesmas covariáveis, com exceção da variável ANO – substituída pela variável TIME, representando o tempo, e variando de 1 a 132 (11 anos x 12 meses). Não notamos vantagem na transformação quadrática. A variável-resposta utilizada foi o número de óbitos anuais e mensais, conforme o caso.

Na Tabela 1 são apresentados os desvios para uma seqüência de modelos

para dados anuais, do mais simples, que parte apenas da média, até o mais completo. Foi aplicado um teste qui-quadrado para se verificar se a diferença dos desvios entre os modelos sucessivos é ou não significativa. Para cada variável contínua introduzida no modelo, perde-se um grau de liberdade. Para o fator ZONA, perdem-se dois graus de liberdade. Foram assinalados os casos em que a diferença dos desvios não foi significativa, com $p < 0,005$.

Na Tabela 2 temos os coeficientes e respectivos desvios para cada variável incluída no modelo completo, trazendo o resultado do ajuste final: o nível de

Tabela 1
Estimativas dos Desvios de Ajustes Sucessivos Para as Taxas Anuais de Mortalidade por Causas Seleccionadas
Região Metropolitana do Rio de Janeiro
1976-1986

Modelo	Doenças			
	Pneumonias Neonatais	Doenças Perinatais (Neonatais)	Pneumonias Pós-Neonatais	Diarréias Pós-Neonatais
Constante	840.23	3320.7	2597.5	3650.5
1 + INS	640.23	2747.9	1404.8	2543.6
1+ INS + FS	640.21 (NS)	2407.5	1172.0	2186.5
1 + INS + FS + Zona	601.63	2100.6	1135.1	2170.0
1 + INS + FS + Zona + Ano	518.54	2093.7 (0.005<p<0.01)	1130.3 (0.025<p<0.05)	1718.4
1 + INS + FS + Zona + Ano + AnoQ	432.93	2090.5 (0.10>p>0.05)	1118.9	1718.4 (NS)
1 + INS + FS + Zona + Ano + AnoQ + LPM	412.15	2039.6	1003.1	1562.6
1 + INS + FS + Zona + Ano + AnoQ + LPM + MM	409.45 (NS)	2023.1	951.87	1555.9 (0.025>p>0.01)
1 + INS + FS + Zona + Ano + AnoQ + LPM + MM + ND	409.44 (NS)	2007.1	940.69	1541.7

- Notas:**
1. Desvio = "Scaled deviance" calculado pelo GLIM (vide texto).
 2. O número de graus de liberdade do primeiro ajuste é 224. Cada nova variável contínua acrescida ao modelo reduz em 1 os graus de liberdade. A variável Zona, qualitativa, reduz em 2 os graus de liberdade.
 3. O nível de significância para a diferença dos desvios foi de $p < 005$, utilizando uma tabela de distribuição qui-quadrado.

significância foi calculado a partir de uma tabela para distribuição normal reduzida.

Não se procurou o "melhor modelo" (ou seja, aquele que lograsse obter o menor desvio) para cada doença, pois estávamos interessados em comparar os

efeitos das mesmas variáveis sobre doenças distintas, obedecendo sempre à mesma seqüência.

Como a ordem de grandeza do desvio está relacionada à magnitude do dado original, no caso o número de mortes, explica-se que os ajustes para as doen-

Tabela 2
Coefficientes Estimados e Respectivos Desvios-Padrão, em Modelos Ajustados Através do GLIM, Para Taxas Anuais de Mortalidade por Causas Seleccionadas
Região Metropolitana do Rio de Janeiro
1976-1986

Variáveis	Doenças			
	Pneumonias Neonatais	Causas Perinatais (Neonatais)	Pneumonias Pós-Neonatais	Diarréias Pós-Neonatais
Constante	-11.90 (2.154)	-6.861 (0.5258)	-13.06 (0.8914)	-8.733 (0.9223)
INS	0.02181 (0.005729)	-0.006352 (0.001537)	0.02113 (0.002400)	-0.01525 (0.002503)
FS	0.003133 (0.001108) 0.0044 < p < 0.0051	0.004915 (0.0002827)	0.005479 (0.004440)	0.01055 (0.0004434)
Zona 2	0.3889 (0.1212) 0.0012 < p < 0.0014	0.5112 (0.03098)	0.3081 (0.05437)	0.6221 (0.05367)
Zona 3	0.6651 (0.1648)	0.6606 (0.04198)	0.4909 (0.07028)	1.057 (0.07291)
Ano	-0.5011 (0.0421)	0.01485 (NS) (0.01296)	-0.08966 (0.02071)	-0.1318 (0.02014)
AnoQ	0.03166 (0.003123)	-0.001399 (NS) (0.0009204)	0.006850 (0.001493)	0.001969 (NS) (0.001491)
LPM	0.4384 (0.1049)	0.1794 (0.02746)	0.4320 (0.004496)	0.5612 (0.04651)
MM	0.1561 (NS) (0.1004)	0.07234 (0.02463) 0.0032 < p < 0.0037	0.2438 (0.04141)	0.06443 (NS) (0.04282)
ND	-0.001913 (NS) (0.02003)	-0.02050 (0.005143)	-0.02720 (0.008167) 0.0008 < p < 0.0010	-0.03132 (0.008349)

- Notas:**
- Os coeficientes são aqueles obtidos para o modelo completo, isto é: 1 + INS + FS + Zona + Ano + AnoQ + LPM + MM + ND.
 - Primeira Linha: Coeficientes
Segunda Linha: Desvio-Padrão
 - INS = Coeficiente não-significativo, com $p < 0.005$, utilizando uma distribuição normal padrão. Todos os demais coeficientes são significativos, a $p < 0.0001$.

ças com menores taxas apresentem o menor desvio.

O melhor ajuste foi obtido para as pneumonias pós-neonatais, vindo em seguida as diarreias e as pneumonias neonatais. O modelo para as causas perinatais foi o que apresentou a menor redução. Todavia, as covariáveis incluídas foram significativas para quase todas as doenças.

A variável INS, empregada aqui enquanto *proxy* de pobreza, apresentou coeficiente positivo, significativamente diferente de zero, nos modelos para pneumonias neonatais e pós-neonatais, mostrando que a mortalidade aumenta nas áreas onde é mais baixo o nível de instrução das mulheres (isto é, onde é maior a variável INS). Já nos modelos para as mortes por causas perinatais e por diarreias, os coeficientes da variável INS, embora significativamente diferentes de zero, foram negativos.

A variável FS, que indica a proporção de domicílios com fossa séptica, revelando áreas onde estão ausentes os investimentos públicos em saneamento, só não foi significativa no modelo para as pneumonias neonatais. A variável ZONA, mesmo se controlados os efeitos das duas variáveis anteriores, apresenta coeficientes significativamente diferentes de zero para as quatro doenças estudadas.

A variável ANO só não foi significativamente diferente de zero no modelo para as causas perinatais. Em todos os três outros modelos, os coeficientes dessa variável foram significativos ($p < 0,0001$).

A variável ANOQ só foi significativa nos modelos para pneumonias neonatais e pós-neonatais ($p < 0,0001$).

A variável LPM contribui para a redução dos desvios das quatro doenças consideradas, com $p < 0,005$. Podemos verificar, na Tabela 2, que o coeficiente de LPM é positivo, e varia de 0,5612, nas diarreias pós-neonatais, a 0,1794, nas causas perinatais. Chama a atenção o fato de o coeficiente de LPM para as

pneumonias pós-neonatais ser menor do que no modelo para as diarreias pós-neonatais. Como as taxas de mortalidade por estas duas doenças apresentam ordem de grandeza semelhante, essa diferença não pode ser explicada apenas pela magnitude das taxas. Já as variáveis MM e ND não são significantes nas pneumonias neonatais. Entretanto, estas duas variáveis, mesmo considerando se tratar de dados agregados em nível anual, contribuem para a redução dos desvios dos modelos para outras três causas selecionadas, as pneumonias e diarreias pós-neonatais e as causas perinatais.

Sintetizando os resultados dos ajustes através de um MLG para os dados anuais de mortalidade por causas selecionadas, conclui-se que foram encontradas associações estatisticamente significantes entre os níveis de mortalidade e indicadores sócio-econômicos (INS, FS e Zona); as taxas de mortalidade também variaram em função do tempo (ANO e ANOQ). Os níveis de mortalidade também parecem associados às variações do log da Poluição Média (LPM).

A mortalidade parece ainda estar associada às flutuações da temperatura mínima mensal (média dos anos), exceto no caso das pneumonias neonatais.

O número médio mensal de dias de chuva (ND) só não foi significativo no ajuste para as pneumonias neonatais.

É importante lembrar que estes ajustes foram feitos para os dados anuais, o que torna mais difícil identificar a influência das variáveis que possuem sazonalidade definida, como MM, ND e PM. Mesmo assim, no caso das pneumonias, estas variáveis permaneceram significantes no modelo final.

O mesmo processo de ajustamento de modelos foi repetido para os dados desagregados em nível mensal, com as mesmas covariáveis, à exceção de ANO, substituída por TIME.

As Tabelas 3 e 4 mostram os desvios sucessivos para os ajustes encaixa-

dos, mais os coeficientes e respectivos desvios padrão, para o ajuste final.

A primeira observação é que, como esperado, a ordem de grandeza dos desvios dos ajustes mensais é duas a três vezes maior que a dos ajustes anuais, devido ao maior número de graus de liberdade.

O segundo ponto a ressaltar é que a variável ligada ao tempo não contribui para a redução dos desvios em dois dos quatro modelos (causas perinatais e pneumonias pós-neonatais).

A variável ligada à poluição (LPM) reduz o desvio dos quatro modelos, embora apenas em três casos (pneumonias

neonatais e pós-neonatais e diarreias) apresente $p < 0.005$; no ajuste para as causas perinatais, temos p entre 0,01 e 0,005.

Após inclusão da variável ligada à poluição, a introdução da variável ND (número de dias de chuva) pouco acrescenta.

Entretanto, a variável ligada à temperatura só não é significativa no modelo para as pneumonias pós-neonatais, mesmo controlando os efeitos das duas covariáveis anteriores.

Uma inspeção dos resíduos mostrou a inexistência de estrutura para todos os ajustes efetuados (quatro ajustes

Tabela 3
Estimativas dos Desvios de Ajustes Sucessivos Para as Taxas Mensais de Mortalidade por Causas Seleccionadas
Região Metropolitana do Rio de Janeiro
1976-1986

Modelo	Doenças			
	Pneumonias Neonatais	Causas Perinatais (Neonatais)	Pneumonias Pós-Neonatais	Diarreias Pós-Neonatais
Constante	2975.9	6664.4	6334.2	7467.5
1 + INS	2765.8 0.005 > p > 0.001	6079.4	5106.7	6287.2
1 + INS + FS	2765.8 (NS)	5771.5	4887.8	5967.2
1 + INS + FS + Zona	2729.2	5631.1	4879.4	5902.6
1 + INS + FS + Zona + Time	2646,8	5630.6 (NS)	4879.4 (NS)	5605.4
1 + INS + FS + Zona + Time + LPM	2626.0	5622.8 0,005 < p < 0,010	4731.1	5489.4
1 + INS + FS + Zona + Time + LPM + ND	2621.5 0.05 > p > 0.025	5622.8 (NS)	4724.8 0.025 > p > 0,01	5483.0 0.025 > p > 0.01
1 + INS + FS + Zona + Time + LPM + ND + MM	2610,9 0.005 > p > 0.001	5477.6	4724.8 (NS)	5405.4

- Notas:**
1. Desvio = "Scaled deviance" calculado pelo GLIM (ver texto)
 2. NS: Redução do desvio não significativa a $p < 0.05$
 3. O número de graus de liberdade do primeiro ajuste é 2689. Cada variável continua acrescentada ao modelo diminui em um o número de graus de liberdade. A inclusão da variável qualitativa Zona provoca a perda de 2 graus de liberdade.
 4. O nível de significância para a diferença dos desvios foi de $p < 0.005$, utilizando uma tabela para distribuição qui-quadrado.

Tabela 4
Coefficientes Estimados e Respectivos Desvios-Padrão, em Modelos Ajustados Através do GLIM, Para Dados Mensais de Mortalidade por Causas Selecionadas Região Metropolitana do Rio de Janeiro 1976-1986

Variável	Doenças			
	Pneumonias Neonatais	Causas Perinatais (Neonatais)	Pneumonias Pós-Neonatais	Diarréias Pós-Neonatais
Constante	-9.654 (0.5006)	-8.250 (0.1324)	-10.30 (0.2163)	-10.11 (0.2215)
INS	0.01614 (0.005747) 0.0051 > p > 0.0044	-0.0008839 NS (0.001563)	0.02939 (0.002408)	0.002542 (NS) (0.002493)
FS	0.004539 (0.001104)	0.004584 (0.0002806)	0.005238 (0.0004443)	0.009837 (0.0004441)
Zona 2	0.1858 (NS) (0.1050)	0.2893 (0.02696)	-0.06172 NS (0.04526)	0.07491 (NS) (0.04531)
Zona 3	0.2506 (NS) (0.1493)	0.3671 (0.03761)	-0.1326 (0.06124) 0.0308 > p > 0.0300	0.3269 (0.06425)
Time	-0.009912 (0.001206)	0.00064776 NS (0.0003152)	0.001367 (NS) (0.0005221)	-0.007661 (0.0005302)
LPM	0.2066 (0.07008) 0.0037 > p > 0.0032	0.08327 (0.01863)	0.3140 (0.03041)	0.3321 (0.03135)
ND	-0.005785 NS (0.006095)	-0.006502 (0.001548) NS	-0.005899 (0.002525) 0.0198 > p > 0.0193	-0.01334 (0.002561)
MM	-0.03979 (0.01228) 0.0014 > p > 0.0012	0.03863 (0.003202)	-0.0003669 NS (0.005095)	0.04560 (0.005163)

Notas: 1. NS: Coeficiente não significativo, com $p < 0.005$, utilizando uma tabela de distribuição normal padrão.
 2. Os coeficientes são aqueles obtidos no modelo completo, isto é: 1 + INS + FS + Zona + Time + LPM + ND + MM.
 3. Primeira linha: Coeficiente
 Segunda linha: Desvio padrão

mensais e quatro anuais), embora chame atenção a existência de dados aberrantes, tanto no caso das diarreias quanto no das pneumonias, ambas pós-neonatais.

Tanto nos ajustes de MLGs para os dados anuais quanto para os dados mensais, alguns resultados merecem os comentários a seguir.

– A variável INS, no caso empregada como uma *proxy* do nível de pobreza, está positivamente associada à mortalidade em três das quatro doenças estudadas: pneumonias pós-neonatais e neonatais e causas perinatais, para os ajustes anuais; no caso dos ajustes men-

sais, ela só permanece significativa para as pneumonias (precoce e tardias). Vale notar que, no caso das diarreias pós-neonatais, o coeficiente muda de sinal, passando de positivo para negativo, tanto nos ajustes anuais quanto nos mensais, à medida que vão sendo incluídas novas variáveis. Isso é explicado, provavelmente, pela existência de associação desta variável com as demais.

- A variável FS apresenta coeficiente positivo para todas as quatro doenças nos ajustes anuais e mensais. Esta variável poderia ser encarada como uma *proxy* da existência ou não de saneamento básico assegurado pela rede pública, uma vez que nas áreas providas de rede geral de esgotos é baixo o percentual de domicílios com fossa séptica.
- A variável ZONA apresenta coeficientes significativos nos quatro ajustes anuais; nos ajustes mensais deixa de ser significativa nas pneumonias pós-neonatais.
- A variável LPM (log de poluição média) é significativa em todos os ajustes, anuais e mensais, apresentando coeficientes positivos. Os coeficientes para diarreias pós-neonatais são maiores do que para pneumonias pós-neonatais, tanto nos ajustes anuais quanto nos mensais, vindo em terceiro lugar os coeficientes para pneumonias neonatais. Os menores coeficientes, para esta variável, são para as causas perinatais.
- A variável MM (médias das temperaturas mínimas) é significativa, nos modelos anuais, apenas para pneumonias pós-neonatais e causas perinatais. Já nos modelos mensais, ela deixa de ser significativa para as pneumonias tardias, após a inclusão da variável ND.
- A variável ND (número de dias de chuva), por sua vez, apresenta coe-

ficientes negativos e significantes para três modelos anuais (diarreia e pneumonias tardias e causas perinatais). Já nos modelos mensais, ND só não é significativa para as pneumonias neonatais.

Como interpretar esses achados?

Sabemos que a constatação de associações estatísticas não implica a identificação de relações de causa e efeito. Muitas vezes, fenômenos que ocorrem simultaneamente, porém sem relação causal entre si, podem gerar associações ditas espúrias. A epidemiologia (e a vida) estão cheias de exemplos.

Algumas das associações encontradas eram esperadas, como aquelas que indicam maior mortalidade nas áreas pobres, onde é mais baixo o nível de instrução das mulheres – e onde, portanto, a variável INS é maior – ou ainda nas áreas onde é mais precário o saneamento básico – onde, portanto, FS é maior. É fácil entender que nas áreas mais pobres morram mais crianças, *qualquer que seja a causa*. Ou seja, nessas áreas, mais crianças morrem de pneumonia (precoce ou tardia), diarreias e causas perinatais. No caso das diarreias pós-neonatais, porém, a falta de saneamento (indicada pela variável FS) parece pesar mais do que apenas a pobreza, o que já foi visto em outros estudos.

A estratificação da RMRJ em três zonas contribui para explicar as diferenças de mortalidade, no caso das flutuações anuais. Já no caso das oscilações mensais, essa classificação perde um pouco seu poder explicativo.

A variável TEMPO, no recorte anual (ANO), é importante no modelo para as diarreias pós-neonatais e para as pneumonias (neo e pós-neo), mas não no caso das causas perinatais. Tal resultado podia ser esperado, tendo em vista o estudo das tendências feito anteriormente, que mostrou que as taxas de mortalidade por causas perinatais mantiveram-se estáveis no período estudado, tanto na Capital quanto na Periferia. Já as diarreias e

as pneumonias sofreram sensível redução no mesmo intervalo. Por outro lado, as pneumonias parecem apresentar uma relação não linear com o tempo, uma vez que a variável ANOQ (o quadrado de ANO) também se mostrou significativa.

A variável TEMPO, desagregada mês a mês, também se revelou negativamente associada às diarreias (pós-neo) e às pneumonias (tanto neo quanto pós-neo), confirmando a queda da mortalidade ocorrida no período.

A poluição média, medida em partículas em suspensão, e após uma transformação logarítmica (log de PM, ou LPM), mostrou-se positivamente associada às quatro taxas de mortalidade anuais específicas selecionadas.

Tal achado torna-se, todavia, de difícil interpretação, uma vez que a etiopatogenia tanto das diarreias – cujo mecanismo básico de transmissão é fecal-oral, por via hídrica em geral – quanto das causas perinatais não aparenta ter qualquer tipo de relação com a qualidade do ar.

Possíveis explicações para as associações encontradas repousariam na má qualidade da identificação da causa básica – parte das mortes atribuídas a diarreias mas devendo-se, na verdade, a pneumonias, fruto das interrelações entre desnutrição e infecção. O fato de que cerca de um quarto dos óbitos atribuídos às pneumonias ocorre fora dos serviços de saúde, na Periferia, também contribuiria para a baixa confiabilidade dos diagnósticos. Outra explicação seria a existência de falácia ecológica (Robinson, 1950), pois sabe-se que correlações calculadas a partir dos dados agregados não podem substituir correlações calculadas em nível individual, uma vez que as condições necessárias para que ambas sejam idênticas dificilmente são encontradas na prática. No nosso estudo, a correlação entre as variáveis socioeconômicas e a poluição do ar foi baixa, com um coeficiente de 0,186 e 0,225, respectivamente, entre INS e PX e PM; os coeficientes de correlação entre PM e PX e

ZONA ou FS também foram desprezíveis ($p < 0,0001$) (9).

Conclusões

Mesmo com as ressalvas apontadas, é possível extrair grande quantidade de informações sobre a evolução e os diferenciais de mortalidade na RMRJ, tal como demonstrado a seguir.

- A mortalidade infantil na RMRJ situou-se, no período de 1976 a 1986, em patamares elevados, muito acima da média de países latino-americanos com desenvolvimento socioeconômico inferior ao brasileiro.
- O ajuste através de modelos lineares generalizados, utilizando como variável-resposta o logito de quatro taxas específicas de mortalidade anuais – pneumonias neonatais e pós-neonatais, causas perinatais e diarreias pós-neonatais – para 25 áreas da RMRJ, confirmou a existência de associação entre os níveis de mortalidade e os indicadores socioeconômicos clássicos ligados ao nível de instrução das mulheres, ao saneamento básico e à estratificação espacial da RMRJ.
- Os níveis de mortalidade pelas quatro causas selecionadas mostraram associação com a poluição do ar, medida pelo logaritmo dos teores médios de partículas em suspensão.
- Ao se utilizar como variável-resposta não mais o logito das taxas anuais, mas, sim, logito das taxas mensais, pelas mesmas causas, as associações com variáveis socioeconômicas permaneceram significativas para a maioria dos modelos ajustados.
- No caso das diarreias pós-neonatais, a variável ligada à existência de saneamento básico assumiu

- maior importância do que aquela ligada à instrução de mulheres.
- No caso das pneumonias pós-neonatais, a variável ligada à estratificação espacial da RMRJ perdeu a relevância.
 - Verificou-se a existência de associação entre a poluição do ar, após transformação logarítmica, e as oscilações mensais das quatro doenças analisadas.
 - Esta associação confirma evidências constatadas por outros pesquisadores, do Brasil e do exterior, no caso das mortes por pneumonias.
 - Entretanto, o achado de associação entre os níveis de poluição e a mortalidade por causas perinatais, que ocorrem, em sua maioria, até a primeira semana de vida, não encontra apoio no nível atual de conhecimentos disponíveis, sugerindo fortemente a presença de falácia ecológica. A possível sazonalidade dos denominadores poderia explicar em parte nossos achados.
 - A existência de associação entre os níveis de poluição do ar e as taxas de mortalidade pós-neonatais por diarreias explica-se provavelmente pelos padrões sazonais, bastante semelhantes, das diarreias e das pneumonias, atribuíveis em parte à interdependência das causas de morte.
 - São necessários estudos mais aprofundados, com a inclusão de maior número de covariáveis ambientais e relativos aos serviços de saúde, e também com a incorporação de dados oriundos de sistemas de vigilância sobre a circulação de vírus, de modo que se possa identificar os fatores de confundimento capazes de interferir nessas associações.

Notas

- (1) O termo *ecológico* para designar estudos epidemiológicos, onde são avaliados grupos e não indivíduos (médias de indicadores de áreas geográficas, por exemplo) é consagrado em epidemiologia (vide em Lilienfeld & Lilienfeld, *Foundation of Epidemiology*: O.V.P. 1980; em Rohman, *Modern Epidemiology*, 1986).
- (2) O conceito de variável ou interveniente, como elo intermediário de uma cadeia causal também é usual em epidemiologia (vide Lilienfeld op. cit, ou Jusser M. - *Causal Thinking in Health Sciences*: O.V.P., 1973).
- (3) O período neonatal vai do nascimento até o 27º dia de vida, inclusive, correspondendo às quatro primeiras semanas. O período pós-neonatal vai do 28º dia até os 11 meses de idade.
- (4) Para uma revisão, ver Duchiade, 1991, 1992.
- (5) INEMET: Instituto Nacional de Meteorologia, subordinado ao Ministério da Agricultura e responsável pelas estações climáticas oficiais.
- (6) Da família exponencial fazem parte muitos modelos probabilísticos, tanto discretos (Poisson, Binomial, Binomial negativo) quanto contínuos (Normal, Gama e Normal inversa).
- (7) Detalhes da teoria dos MLGs podem ser obtidos no capítulo 6 de Cordeiro & Paula, 1989.
- (8) O conceito de confundimento ou confusão (*confounding*) origina-se da pesquisa não-experimental, e pode, simplificada-mente, ser definido como uma mistura de efeitos. Uma variável é dita "de confusão" caso se relacione tanto com a variável-resposta ("o efeito") quanto com a variável de exposição (covariável independente), mesmo sem existir relação causal direta.

Para uma revisão, ver Rothman, Feneth *Modern epidemiology*. Little, Brown & Co, 1986.

(9) Como a poluição provém sobretudo dos veículos a motor, as áreas mais pobres não são obrigatoriamente as mais poluídas, no caso da RMRJ.

Referências bibliográficas

- ABREU, Maurício A. Evolução urbana do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro: PLAN/RIO – Jorge Zahar Ed., 1987. 147 p.
- BAKER, R. J. & NELDER J. A. *The GLIM system, release 3: generalized linear interactive modelling*. N. A. G. Oxford, 1978.
- BECKER, Stan, CHOWDHURY, Alaudin & LERIDON, Henri. Seasonal patterns of reproduction in Matlab, Bangladesh. *Population Studies*, v. 40, p. 457-472, 1980.
- BELTRÃO, Kaizô I., DUCHIADE, Milena P. & WHULYNEK, P. P. *Comparação entre alguns métodos para estimação de nascidos vivos*. Rio de Janeiro: ENCE/IBGE, 1990. (Relatórios Técnicos, n. 05/90)
- BELTRÃO, Kaizô I. & SAWYER, Diana O. *Medidas de mortalidade: um estudo sobre os efeitos das mudanças da escolaridade da mãe e da estrutura da fecundidade em quatro áreas brasileiras*. Rio de Janeiro: ENCE/IBGE, 1990. 50 p. (Relatórios Técnicos, n. 4/90)
- BERLINGUER, Giovanni. *Medicina e política*. São Paulo: CEBES/HUCITEC, 1978. 199 p.
- BRASS, William et al. *The demography of tropical Africa*. Princeton: Princeton University, 1968.
- CALOT, G. & BLAYO, C. Recent course of fertility in Western Europe. *Population Studies*, v. 36, p. 349-372, 1982.
- CARVALHO, Fernando M., SILVANY NETO, Annibal M. & LIMA, Maria Engrácia C. Doenças do aparelho respiratório em uma população residente nas proximidades de uma fábrica de chocolate em Salvador, Bahia. *Revista Baiana de Saúde Pública*, v. 19, n. 1/3, p. 33-46, 1986.
- CARVALHO, José Alberto M. de & SAWYER, Diana O. Diferenciais de mortalidade no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 1, 11-14 out., 1978. *Anais...* São Paulo: ABEP, 1978. p. 229-59.
- CARVALHO, M. L. et al. Concordância na determinação da causa de óbito em menores de um ano na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 24, n. 1, p. 20-27, 1990.
- COLLEY, J. R. T., DOUGLAS, J. W. B. & REID, D. D. Respiratory disease in young adults: influence of early childhood respiratory tract, social class, air pollution and smoking. *Brit. Med. J.*, v. 3, p. 195-8, 1973.
- CONAMA – CONSELHO NACIONAL DO MEIO AMBIENTE. *Resolução 003/90*. Brasília: 1990. p. 67-73 (Mimeo).
- CORDEIRO, G. M. & PAULA, G. *Modelos de regressão para análise de dados univariados*. In: COLÓQUIO BRASILEIRO DE MATEMÁTICA, 17, 1989. *Anais...* Rio de Janeiro: CNPq/IMPA, 1989.
- DUCHIADE, Milena P. *Mortalidade infantil por pneumonias na região metropolitana do Rio de Janeiro: 1976-1986*. Dissertação (Mestrado) – Escola Nacional de Saúde Pública, FIOCRUZ, 1991.
- _____. Poluição do ar e doenças respiratórias: uma revisão. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 8, n. 3, p. 319-330, 1992.
- FEACHEM, R. C. et al. *Sanitation and disease: health aspects of excreta and wastewater management*. John Wiley, 1983.
- FEACHEM, R. G. Interventions for the control of diarrhoeal diseases among young children: promotion of personal and domestic hygiene. *Bull. Who.*, v. 62, n. 3, p. 467-76, 1984.
- FEEMA – FUNDAÇÃO ESTADUAL DE ENGENHARIA DO MEIO AMBIENTE. *Vocabulário básico de meio ambiente*. Rio de Janeiro: Petrobrás/FEEMA, 1990.

- FERREIRA, Carlos Eugênio de C. Mortalidade infantil, a manifestação mais cruel das desigualdades sociais. *São Paulo em Perspectiva*, São Paulo, v. 3, n. 3, p. 24-29, 1989.
- GARDNER, G., FRANK, A. & TABER L. H. Effects of social and family factors on viral respiratory infection and illness in the first year of life. *J. Epidem. Comm. Health*, v. 38, p. 42-48, 1984.
- LAND, Kenneth C. & CANTOR, David. ARIMA models of seasonal variations in US birth and death rates. *Demography*, v. 20, n. 4, p. 541-508, 1985.
- LEMLE, Alfred. Sintomas respiratórios e testes espirográficos: população sadia e não-fumante de duas áreas com graus diferentes de poluição atmosférica no Rio de Janeiro. *Rev. Div. Nac. Pneumol. Sanit.*, v. 23, n. 89/90, p. 11-16, 1979.
- LESER, Walter. Crescimento da população da cidade de São Paulo, entre 1950 e 1970: o seu reflexo nas condições de Saúde Pública. *Ciência e Cultura*, v. 27, n. 3, p. 244-256, 1975.
- LOUREIRO, Sebastião et al. Poluição do ar e afecções do aparelho respiratório. *Rev. Baiana de Saúde Pública*, v. 3, n. 1/2, p. 25-28, 1976.
- MARTINE, George & LIMA, Ricardo Araújo. Projeções populacionais, usos, abusos e não usos. In: WONG, Laura R. et al. (coord.). *Futuro da população brasileira: projeções, previsões e técnicas*. São Paulo: ABEP, 1987, p. 17-33.
- McCONNOCHIE, K. M. & ROGHMANN, K. J. *Parental smoking, presence of older siblings and family history of asthma increase risk of bronchiolites*. *AJDC* [], p. 106-112, 1986.
- McCULLAGH, P. & NELDER, J. A. *Generalized linear models*. London: Chapman and Hall, 1983. 261 p.
- MCKEOWN, Thomas & LOWE, C. R. *Introducción a la medicina social*. México: Siglo Vientiuno, 1981. 365 p.
- McKINLAY, John B. & McKINLAY, Sonja. The questionable contribution of medical measures to the decline of mortality in the United States in the Twentieth Century. *Milkbank Mem. Fund. Quart.*, v. 55, n. 3, p. 405-428, 1977.
- MENDES, René & WAKANATSU, Celina Tamié. *Avaliação de efeitos agudos sobre a saúde, através do estudo da morbidade diária em São Paulo*. São Paulo: CETESB, 1976. (Citado por SOBRAL, 1988.)
- MONTEIRO, Carlos Augusto. Peso ao nascer e excesso de mortalidade infantil em São Paulo. *Rev. Saúde Pública*, São Paulo, v. 14, p. 1-8, 1980.
- _____. *Saúde e nutrição das crianças de São Paulo: diagnóstico, contrastes sociais e tendências*. São Paulo: HUCIT-ED/EDUSP, 1988. 165 p.
- MONTEIRO, Carlos Augusto, BENICIO, Maria Helena D'Aquino & BALDIJÃO, Marcia. A mortalidade no primeiro ano de vida e a distribuição de renda e de recursos públicos da saúde: São Paulo, Brasil. *Rev. Saúde Pública*, São Paulo, v. 14, p. 515-589, 1980.
- MONTEIRO, Carlos Augusto, FREITAS, Isabel Cristina Martins de & BARATHO, Regina Maria. Saúde, nutrição e classes sociais: o sexo empírico evidenciado em um grande centro urbano. *Rev. Saúde Pública*, São Paulo, v. 23, n. 5, p. 422-428, 1989.
- MOSLEY, Henry W. Determinantes biológicos y socio económicos de la sobrevivencia en la infancia. *Salud Publica Mex*, v. 30, n. 3, p. 312-328, 1988.
- NELDER, J. A. & WEDDERBURN, R. *Generalized linear models*. *J. R. Statist. Soc.* p. 370-384, 1972. (A, 135, parte 3)
- OLIVEIRA, Luiz Antonio P. de & SIMÕES, Celso C. da S. A mortalidade infantil recente nas áreas urbanas: aspectos regionais e relações socioeconômicas. In: IBGE, Rio de Janeiro. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil*. aspectos socioeconômicos da mortalidade infantil em áreas urbanas. Rio de Janeiro: IBGE, 1986. p. 61-69.
- OMS – ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE. *Viral respiratory diseases*. Ginebra: OMS, 1980. 63 p. (Série Informes Técnicos 642)
- OPS/OMS – ORGANIZAÇÃO PANAMERICANA DE SAÚDE/ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE. *Riesgos del ambiente humano para salud*. Washington: OPS/OMS, 1976. 341 p. (Publ. Científica, 329)

- PAIM, Jairnilson S. Indicadores socioeconômicos e evolução da mortalidade infantil no município de Salvador, 1968-1977. *Rev. Baiana Saúde Pública*, v. 7/8, n. 1/4 e 1/2, p. 26-40, 1981.
- PAIM, Jairnilson S., DIAS, Cilia Netto & ARAÚJO, José D. Influência de fatores sociais e ambientais na mortalidade infantil. *Of. Sanit. Panam*, v. 88, n. 4, p. 327-340, 1980.
- PAIM, Jairnilson, S. & COSTA, Maria da Conceição N. Variação da mortalidade infantil em diferentes capitais brasileiras: 1960-1974. *Rev. Baiana Saúde Pública*, v. 9, n. 3/4, p. 125-35, 1982.
- PENNA, Maria Lúcia F. & DUCHIADE, Milena P. Contaminación del aire y mortalidad infantil por neumonia. *Bol. Of. Sanit. Panam*, v. 110, n. 3, p. 199-207, 1991.
- PINA RIBEIRO, Herval (org.). *Estudo da função ventilatória em escolares vivendo em áreas com diferentes níveis de poluição do ar*. São Paulo: USP/FAPEESP, 1976. (Mimeo)
- POST, Cora Luiza A. *Fatores prognósticos de letalidade hospitalar por diarreia ou pneumonia: estudo de casos e controles*. Rio de Janeiro: ENSP. Dissertação (Mestrado) – Escola Nacional de Saúde Pública, FIOCRUZ, 119 p.
- PUFFER, Ruth R. & SERRANO, Carlos V. *Características de la mortalidad en la niñez*. Washington: OPAS/OMS, 490 p. (Publicação Científica, 262)
- SAAD, Paulo M. Um método para estimar o peso de fatores socioeconômicos sobre a mortalidade na infância a partir de informações retrospectivas das mães: aplicações para o Estado de São Paulo, 1970 e 1976. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 4, 1984. *Anais...* São Paulo: ABEP, 1984. p. 1105-1140.
- _____. Mortalidade infantil por causas, no Estado de São Paulo (Brasil) em 1983: análise e perspectivas das causas múltiplas de morte. *Rev. Saúde Pública*, São Paulo, v. 20, n. 6, p. 481-488, 1986.
- SALES, José Arnaldo. *Meteorologia e poluição do ar*. Rio de Janeiro: FEEMA, 1978. 33 p. (Mimeo).
- SAWYER, Diana O. & SOARES, Elidimar S. *Mortalidade na infância em diferentes contextos no Brasil: variação nos efeitos de variáveis socioeconômicas*. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 3, 1982, Vitória. *Anais...* São Paulo: ABEP, 1982. p. 567-570.
- SAWYER, Diana O., CASTILHA, Rogelio F. & MONTEMOR, R. L. de Melo. The impact of urbanization and industrialization on mortality in Brazil. *World Health Stat. Quart*, v. 40, n. 1, p. 84-95, 1987.
- SCRIMSHAW, Nevin S., TAYLOR, Carl E. & GORDON, John E. *Nutricion e infecciones: su acción reciproca*. Genebra: OMS, 1970. 369 p.
- SHRYOCK, H. Setal & SIEGEL, J. S. *The methods and materials of demography*. San Diego: Academia Press (cond. ed.). 1976. 577 p.
- SIMÕES, Celso C. Novas estimativas da mortalidade infantil, 1980-1987. In: IBGE, 1989, Rio de Janeiro. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: mortalidade infantil e saúde na década de 80*. Rio de Janeiro: IBGE, 1989. p. 14-48.
- SOBRAL, Helena R. *Poluição do ar e doenças respiratórias em crianças da Grande São Paulo: um estudo de geografia médica*. Dissertação (Doutoramento) – Departamento de Geografia, Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, 1988. 168 p.
- SOBRAL, Helena Ribeiro. Air pollution and respiratory disease in children in São Paulo, Brazil. *Soc. Sc. Med.*, v. 29, n. 8, p. 959-64, 1989.
- TAYLOR, Brent et al. Breastfeeding, bronchitis, and admissions for lower-respiratory illness and gastroenteritis during the first five year. *The Lancet*, [] p. 1227-9, 1982.
- TUPASI, T. E. Nutrition and acute respiratory infection in childhood. In: INTERNATIONAL WORKSHOP: Acute Respiratory Infections in Childhood, Sidney, 1984. *Proceedings...* Adelaide: University of Adelaide. 1985. p. 68-71.
- VERONESI, R. et al. *Doenças infecciosas e parasitárias*. Rio de Janeiro: Guanabara-Koogan. 1976.
- VETTER, David Michel & SIMÕES, Celso C. S. Acesso à infraestrutura de saneamento bá-

- sico e mortalidade. *Boletim Demográfico*, v. 10, n. 3, p. 5-29, 1990.
- VICTORA, Cesar G. & BLANK, Nelson. Mortalidade infantil e estrutura agrária no Rio Grande do Sul. *Ciência e Cultura*, v. 32, n. 9, p. 1223-1224, 1980.
- VICTORA, Cesar G. *The epidemiology of child health in Southern Brazil: the relationship between mortality malnutrition, health care and agricultural development*. Thesis (Doctor of Philosophy) – The University of London, London School of Hygiene and Tropical Medicine, 1993. 221 p.
- VICTORA, Cesar G., SMITH, P. G. & VAUGHAN, J. P. Social and environmental influences on child mortality in Brazil: logistic regression analysis of data from Census files. *J. Biosoc. Sci.*, v. 18, p. 87-101, 1986.
- VICTORA, Cesar G., BARROS, Fernando C. & VAUGHAN, J. Patrick. *Epidemiologia da desigualdade: um estudo longitudinal de 6000 crianças brasileiras*. São Paulo: HUCITEC, 1988. 187 p.
- YUNES, João. Características socioeconômicas da mortalidade infantil em São Paulo. *Pediatr. SP*, v. 5, p. 167-168, 1983.

RESUMO – Mortalidade infantil por causas na Região Metropolitana do Rio de Janeiro, 1976-1986: associação com variáveis sócio-econômicas, climáticas e ligadas à poluição do ar. Foram analisados dados de mortalidade infantil referentes a 25 subáreas da Região Metropolitana do Rio de Janeiro, no período de 1976 a 1986, desagregados nos níveis anual e mensal. Procurou-se estabelecer associações entre as taxas de mortalidade por causas e indicadores socioeconômicos ligados ao saneamento básico e ao nível médio de instrução de mulheres das áreas em foco, além de índices climáticos (número mensal de dias de chuva e média mensal das temperaturas mínimas) e referentes à poluição do ar (poluição média mensal e poluição máxima mensal). O ajuste foi feito através de um modelo linear generalizado, usando o pacote GLIM, das taxas mensais e anuais de mortalidade por causas. Confirmaram-se as associações esperadas entre indicadores socioeconômicos, ligados à estratificação espacial, e os níveis de mortalidade infantil. A variável ligada à poluição do ar (log), apresentou coeficiente significativo para todos os modelos. Embora a maioria das associações seja esperada, assume a existência de fatores de confundimento, uma vez que não se conhece meio biológico plausível para explicar alguns dos resultados encontrados. A má qualidade da certificação da causa básica do óbito também pode ter afetado os achados.

ABSTRACT – Infant mortality by cause of death, 1976-1986: association with socio economic climatic and air pollution variables in the Rio de Janeiro Metropolitan area. This paper analyses monthly and annual infant mortality data for Rio de Janeiro Metropolitan area and its 25 sub regions. A generalized linear model using mortality rates by "causa mortis" as the dependent variable and its proxys for socio economic status (schooling and water/sewer availability) as well as climatic monthly minimum and maximum average temperature and number of rainy days) and pollution (average monthly pollution) indicators as covariates. The usual associations with the socio economic indicators were found. Air pollution was also significantly different from zero for all the models considered. Confounding is the explanations for some spurious associations found since no biological connection was known. The bad quality of the basic cause of death could also impart the results obtained.

Recebido para publicação em 19/10/92.
Aprovado para publicação em 20/09/93.