

Mortalidade infantil no Brasil em períodos recentes de crise econômica

Infant mortality in Brazil during recent periods of economic crisis

Maria da Conceição Nascimento Costa, Eduardo Luiz Andrade Mota, Jairnilson Silva Paim, Lígia Maria Vieira da Silva, Maria da Glória Teixeira e Carlos Maurício Cardeal Mendes

Instituto de Saúde Coletiva da Universidade Federal da Bahia. Salvador, BA, Brasil

Descritores

Mortalidade infantil. Coeficiente de mortalidade. Coeficiente de fecundidade. Coeficiente de natalidade. Sistemas de informação. Fatores socioeconômicos. Séries de tempo.

Resumo

Objetivo

Analisar a tendência temporal da mortalidade infantil no Brasil em um período recente (1980 a 1998) de crise econômica.

Métodos

Estudo de série temporal tendo o Sistema de Informações de Mortalidade do Ministério da Saúde, Fundação IBGE e Fundação Nacional de Saúde como fontes de dados. Pela modelagem *Autoregressive integrated moving average* (ARIMA) descreveram-se parâmetros da série e, com coeficientes de correlação de Spearman, avaliou-se a associação entre coeficiente de mortalidade infantil e alguns determinantes.

Resultados

A mortalidade infantil apresentou tendência decrescente (-59,3%) e forte correlação com a maioria dos indicadores analisados. Todavia, apenas as correlações entre coeficiente de mortalidade infantil e taxa de fecundidade total (e taxa de natalidade) diferiram significativamente de uma década para outra.

Conclusões

A variação da fecundidade foi a principal responsável pela persistência do declínio da mortalidade infantil nos anos oitenta. No período seguinte, aqueles relacionados às condições de vida, principalmente, à atenção à saúde, talvez tenham sido mais importantes.

Keywords

Infant mortality. Mortality rate. Pregnancy rate. Birth rate. Information systems. Socioeconomic factors. Time series.

Abstract

Objective

To analyze time trends in infant mortality in Brazil during a recent period of economic crisis (1980-1998).

Methods

Time-series study based on the Ministry of Health's Mortality Information System, IBGE Foundation and Fundação Nacional de Saúde (National Health Institute database). Serial parameters were described using autoregressive integrated moving average (ARIMA) models, and the association between infant mortality rates and a number of determinants was evaluated using Spearman correlation coefficients.

Results

Infant mortality showed a declining trend (-59.3%) and a strong correlation with most of the indicators analyzed. However, only correlations between infant mortality

Correspondência para/ Correspondence to:

Maria da Conceição Nascimento Costa
Rua Padre Feijó, 29 4º andar CHR Canela
40110-170 Salvador, BA, Brasil
E-mail: mcncosta@ufba.br

Recebido em 29/7/2002. Reapresentado 3/7/2003. Aprovado em 21/7/2003.

rate and total pregnancy and birth rates presented a significant difference between the two decades.

Conclusions

Variations in pregnancy rate were the main cause for the persistent decline in infant mortality in the 1980's. In the subsequent period, causes related to living conditions, especially healthcare, may have been more important.

INTRODUÇÃO

Até os anos setenta, a mortalidade infantil era entendida como um problema de subdesenvolvimento socioeconômico¹ pois, quase sempre, encontrava-se inversamente associada a indicadores como o Produto Interno Bruto (PIB),¹⁷ a taxa de desemprego¹⁰ e o Índice de Gini.²² Esta relação era explicada pelo papel desempenhado por esses indicadores na configuração do perfil da renda, educação, saneamento e acesso aos programas e serviços de saúde¹² produzindo uma melhoria nas condições de vida da população.

Contudo, principalmente a partir do final daquela década, a tendência persistentemente decrescente da mortalidade infantil nos países em desenvolvimento coexistiu com a grave crise econômica caracterizada por redução do PIB, do valor real do salário mínimo e da elevação do desemprego. Este aparente paradoxo serviu de estímulo à realização de estudos visando esclarecer as razões para a manutenção do declínio desta mortalidade.^{5,19} Além disso, a subsequente redução da velocidade, estagnação ou reversão dessa tendência observada ao longo dos anos 90 em alguns países¹⁸ reacendeu o interesse em ampliar o conhecimento acerca da contribuição de fatores determinantes da variação da mortalidade infantil nos países em desenvolvimento. Várias investigações com este objetivo têm referido as intervenções de saúde como um dos mais relevantes determinantes na explicação da variação dos níveis da mortalidade infantil.¹⁹

No Brasil, onde se observou a manutenção da queda da mortalidade infantil em uma conjuntura de recessão econômica, alguns autores têm apontado como possíveis explicações para esta tendência, a adoção de políticas públicas como intervenções médico-sanitárias, expansão da rede de abastecimento de água e aumento da escolaridade,¹⁴ aliadas a atuação subjacente da redução da fecundidade que também ocorreu nesse mesmo período.^{13,16}

Todavia, as tentativas de implantação das intervenções na área de saúde no Brasil, na década de 80, nem

sempre foram bem sucedidas.¹⁵ Por outro lado, alguns programas e ações capazes de reduzir os óbitos infantis, como os Programas de Atenção Integral à Saúde da Mulher (PAISM), Terapia de Reidratação Oral (TRO), Programa Nacional de Imunização (PNI), e intervenções sociais, como a ampliação da cobertura da rede de abastecimento de água e a redução do analfabetismo, só começaram a ser implementados no País na segunda metade da década de 80. Desse modo, torna-se pertinente admitir que somente a partir dos anos 90 tais medidas possam ter contribuído mais efetivamente para a manutenção da tendência de queda da mortalidade infantil.

Nesta perspectiva, é fundamental esclarecer que fatores teriam apresentado variação tão acentuada que pudessem ter contribuído com maior peso para explicar a persistente tendência de redução da mortalidade infantil em um período em que os indicadores econômicos, sociais e de atenção à saúde no Brasil demonstravam uma situação desfavorável. Com esse intuito, analisou-se a tendência temporal da mortalidade infantil no Brasil, de 1980 a 1998, visando identificar os possíveis fatores que teriam contribuído para o delineamento da sua evolução.

MÉTODOS

Realizou-se um estudo ecológico de série temporal da mortalidade infantil no Brasil, no período de 1980 a 1998, utilizando-se dados sobre os óbitos referentes ao conjunto das respectivas capitais. Excluiu-se Palmas, Estado de Tocantins, por não se dispor de informações para todo o período.

Foram calculados os coeficientes de mortalidade infantil (CMI) e de seus componentes neonatal (CMN) e pós-neonatal (CMPN) e a mortalidade infantil proporcional (MIP). O número de óbitos de menores de um ano de idade foi obtido do Sistema de Informações sobre Mortalidade/SIM.* A população desta faixa etária constituiu-se no denominador dos referidos coeficientes de mortalidade em virtude da não disponibilidade de estimativas confiáveis do número

*Dados extraídos do site: <http://www.datasus.gov.br> [Acesso em janeiro 2001]

de nascidos vivos para toda a série estudada. Para os anos de 1980, 1991 e 1996, aplicaram-se dados populacionais dos Censos Demográficos e Contagem Populacional,* enquanto para os demais foi feita estimativa pelo método de crescimento geométrico.²⁰

Os valores das taxas de fecundidade total (TFT), natalidade (TN) e desemprego, do índice de analfabetismo, da variação percentual anual do PIB *per capita*, do Índice de Gini, da proporção de domicílios ligados à rede geral de abastecimento de água e da proporção de domicílios ligados à rede de esgotamento sanitário ou que possuíam fossa séptica foram obtidos de anuários estatísticos e de do *site* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.*

Utilizou-se o percentual anual do PIB *per capita* ao invés do seu valor absoluto por considerar que o primeiro possibilitaria ao leitor perceber mais facilmente a sua dinâmica, assim como aumentaria a chance para captar uma possível influência deste fator na evolução da mortalidade infantil.

Por não se dispor de indicadores de atenção à saúde da população infantil para toda a série estudada, utilizou-se, como uma aproximação, o número de estabelecimentos de saúde por 10.000 habitantes, apesar de seu reduzido poder discriminatório. A cobertura vacinal anti-sarampo em menores de um ano foi empregada como marcadora do acesso geral da criança a cuidados de saúde,¹³ tendo em vista a capacidade deste indicador para expressar a melhoria das atividades de prevenção nos serviços de saúde, além do maior impacto desta vacina na mortalidade infantil. Estes dois indicadores foram obtidos por consulta aos *sites* do IBGE* e do Centro Nacional de Epidemiologia (CENEPI) da Fundação Nacional de Saúde (FNS) do Ministério da Saúde.**

A análise da tendência da mortalidade infantil foi efetuada pela respectiva representação gráfica e descrição dos movimentos observados à inspeção visual das curvas de tendência temporal. As variações da curva do coeficiente de mortalidade infantil foram suavizadas pela técnica estatística das médias móveis de ordem três.

A descrição da estrutura da série temporal foi realizada pela aplicação da modelagem *Autoregressive Integrated Moving Averages* (ARIMA) ao número de óbitos de menores de um ano de residentes no conjunto das capitais, para o período de 1980 a 1998, agregados por trimestre. Esta técnica estatística permite descrever o grau de auto-explicação entre ob-

servações a partir dos parâmetros: “p” e “P_s”, associados à propriedade de auto-regressão, e informam acerca da ordem de dependência estrutural entre observações adjacentes, indicando a existência de autocorrelação. Na equação, ϕ denota o coeficiente de correlação serial; ϕ_s , “d” e “D_s” especificam o número de vezes que a série deve ser diferenciada para se tornar estacionária; e: “q” e “Q_s” indicam o número de termos de médias móveis. Para cada parâmetro, a primeira notação refere-se à tendência serial e a segunda, à sazonal.³

Calcularam também os coeficientes de variação (CV) e examinou-se a variação anual percentual dos CMI e de seus componentes para todo o período estudado, para a década de 80 e para o período 1990-1998.

A existência de associação estatística entre o coeficiente de mortalidade infantil e os demais indicadores analisados foi verificada a partir do cálculo dos coeficientes de correlação parcial de Spearman e respectivos intervalos de confiança a 95%, considerando-se o período de 1980 a 1998, ano a ano, e as décadas de 80 e de 90. O teste de igualdade entre duas correlações⁹ foi aplicado para identificar a ocorrência de possíveis mudanças tem porais nesses coeficientes. Foram utilizados os pacotes estatísticos informatizados Stata 7.0 (2001) e Statistics for Windows 4.3 (1993), adotando-se um nível de significância de 5%.

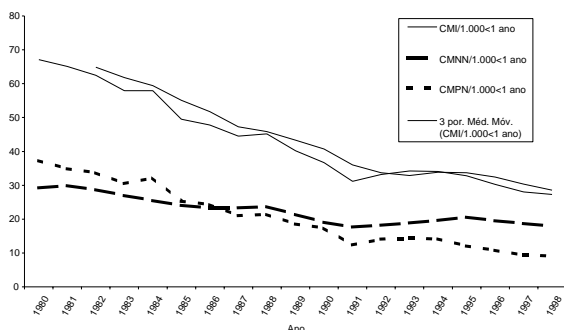
RESULTADOS

De 1980 a 1998, o CMI no conjunto das capitais passou de 67,1‰ para 27,3‰, o que representou um declínio de 59,3%. Destaca-se a grande variabilidade apresentada por este indicador durante o referido período, em especial a estagnação ocorrida entre 1983 e 1984, e as elevações em 1988, 1992 e 1993 (Tabela 1 e Figura 1). A redução de 15,0% observada entre 1990 e 1991 ocorreu, principalmente, às custas das capitais do Nordeste. O Coeficiente de Variação do CMI na década de 80 (17,7%) foi maior que entre 1990 e 1998 (9,5%). A MIP apresentou um declínio mais uniforme, decrescendo aproximadamente 70% entre 1980 e 1989, quando então passou de valores superiores a 20% para cerca de 7% (Tabela 1).

O CMN de 29,2‰ em 1980 reduziu-se para 21,4‰ em 1989, equivalente a um declínio de 26,7%. De 1990 a 1998, a variação foi de apenas 5,7% (de 19,1‰ para 18,0‰), e entre 1992 a 1995 este indicador apresentou discreta elevação, mais acentuada

*Dados extraídos do site: <http://www.ibge.gov.br> [Acesso em janeiro de 2001]

**Dados extraídos do site: <http://www.funasa.gov.br> [Acesso em janeiro de 2001]

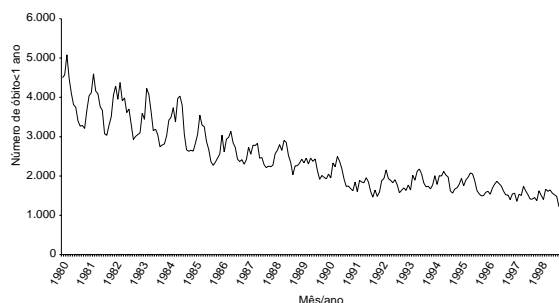


Fonte: Ministério da Saúde. DATASUS. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
*Exceto Palmas, Estado de Tocantins
CMI: Coeficiente de Mortalidade Infantil
CMN: Coeficiente de Mortalidade Neonatal
CMPN: Coeficiente de Mortalidade Pós-neonatal

Figura 1 - Coeficientes de mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal no conjunto das capitais brasileiras* segundo ano de ocorrência. Brasil, 1980-1998.

(+5,1%) em 1995. Este componente da mortalidade infantil somente ultrapassou a mortalidade pós-neonatal em 1987. Com relação ao CMPN, verificou-se uma redução de 50,1%, quando se consideraram os anos de 1980 e 1989 (de 37,3% para 18,6%), embora seus níveis tenham se elevado em 1984 e se mantido constantes em 1987 e 1988. De 1990 a 1998, a queda foi de 47,1%. Contudo, houve elevação nos níveis em 1992, quando então se manteve no mesmo patamar até 1994 (Tabela 1). O coeficiente de variação para o CMPN no período 1980-1989 foi de 23,6% e para 1990-1998 foi de 21,0%, enquanto para o CMN esses valores foram de, respectivamente, 11,5% e 4,8%.

Na modelagem ARIMA aplicada à distribuição trimestral do número de óbitos de menores de um ano



Fonte: Ministério da Saúde. DATASUS. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
*Exceto Palmas, Estado de Tocantins

Figura 2 - Número de óbitos de menores de um ano no conjunto das capitais brasileiras segundo ano e mês de ocorrência. Brasil*, 1980-1998.

entre 1980 e 1998, encontrou-se o modelo final (1, 1, 1) (1, 1, 0)₄ e valores de $\phi=0,58$ ($p=0,001$) e de $\phi_s=-0,49$ ($p<0,0001$). Isto significa que a curva de mortalidade infantil apresentou tendências serial e sazonal com autoregressão de grau um ($p=1$; $P_s=1$) e coeficientes de correlação serial $\phi=0,58$ ($p=0,001$) e sazonal $\phi_s=-0,49$ ($p<0,0001$), respectivamente. Isto é, o dado anterior da série estava positivamente correlacionado (58,0%) com o posterior, o que, para a tendência serial, significa dizer que se a observação anterior for grande, a posterior também o será; se pequena, a posterior também o será. Porém, no que se refere à tendência sazonal, verificou-se correlação inversa entre observações sazonalmente adjacentes, ou seja, observação anterior grande era seguida de uma pequena. Na Figura 2, visualiza-se claramente essas tendências e se nota também que tanto a amplitude da variação sazonal quanto o ritmo de queda do número de óbitos de menores de um ano diminuíram a partir dos últimos anos da década de 80.

Tabela 1 - Indicadores selecionados de mortalidade infantil para o conjunto das capitais* segundo ano de ocorrência. Brasil, 1980-1998.

Ano	MIP	Mortalidade infantil		Mortalidade neonatal			Mortalidade pós-neonatal	
		Coef.1**	Variação (%)	Coef.1**	Variação (%)	%	Coef.1**	Variação (%)
1980	22,7	67,1	...	29,2	...	43,6	37,3	...
1981	22,3	65,1	-3,0	29,9	2,3	46,0	34,9	-6,4
1982	21,4	62,5	-4,0	28,7	-4,0	45,8	33,7	-3,4
1983	19,2	57,9	-7,4	27,0	-5,9	46,7	30,5	-9,5
1984	18,5	57,9	0,0	25,5	-5,6	44,1	32,2	5,7
1985	15,9	49,5	-14,5	24,1	-5,5	48,8	25,3	-21,4
1986	14,8	47,8	-3,4	23,3	-3,3	48,8	24,3	-4,0
1987	13,8	44,5	-6,9	23,3	0,0	52,3	21,0	-13,6
1988	13,3	45,2	1,6	23,7	1,7	52,5	21,4	1,9
1989	11,8	40,2	-11,1	21,4	-9,7	53,2	18,6	-13,1
1990	10,8	36,7	-8,7	19,1	-10,8	52,2	17,4	-0,7
1991	9,4	31,2	-15,0	17,7	-7,3	56,9	12,8	-26,4
1992	9,7	33,2	6,4	18,2	2,8	54,8	14,1	10,2
1993	9,4	34,2	3,0	18,9	3,9	55,5	14,3	1,4
1994	9,0	34,1	-0,3	19,6	3,7	57,5	14,2	-0,7
1995	8,5	32,8	-3,8	20,6	5,1	62,9	12,1	-14,8
1996	7,8	30,3	-7,6	19,5	-5,3	64,4	10,8	-15,7
1997	7,3	28,0	-7,6	18,7	-4,1	66,6	9,3	-13,9
1998	7,0	27,3	-2,5	18,0	-3,7	66,0	9,2	-1,1

Fonte: Ministério da Saúde. DATASUS. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

MIP- Mortalidade Infantil Proporcional

*Exceto Palmas, Estado de Tocantins

**Coeficiente/1.000<1 ano

...informação omitida

Pode-se observar nas Tabelas 2 e 3 que a taxa de analfabetismo reduziu de 25,5%, em 1981, para 9,0%, em 1998, e apresentou forte correlação positiva com o coeficiente de mortalidade infantil ($r=0,929$; $p=0,00$) no período 1990-1998 para o qual se dispunha de um maior número de observações sobre aquele indicador. As coberturas da vacina anti-sarampo para menores de um ano, assim como as proporções de domicílios ligados à rede de esgoto ou que possuíam fossa séptica, foram mais elevadas e apresentaram maior variação nos anos 90, quando também foi mais forte e estatisticamente significativa a correlação com a mortalidade infantil.

Ainda nas Tabelas 2 e 3, verifica-se que as maiores taxas de desemprego ocorreram no primeiro quinquênio dos anos 80, ocasião em que este índice apresentou forte correlação positiva com o CMI ($r=0,864$; $p=0,01$). O número de filhos por mulher em idade fértil variou de 4,0 a 2,8 entre 1980 e 1989,

sendo a média de 3,4. Na década seguinte este valor foi de 2,5, variando de 4,0 a 2,4. Foi muito forte a correlação positiva entre os valores da TFT e do CMI, principalmente entre 1980 e 1989 ($r=0,985$; $p<0,001$). As mais elevadas variações negativas do PIB *per capita* foram registradas em 1981 e em 1983, mas este indicador não esteve correlacionado com o CMI. Os demais indicadores não apresentaram correlação estatisticamente significativa. Quando se aplicou o teste estatístico de igualdade entre correlações, comparando-se os respectivos coeficientes de correlação nos períodos 1980-1989 e 1990-1998, observou-se que apenas aqueles relativos à associação da TFT e da TN (variáveis colineares) com o CMI mostraram diferença estatisticamente significativa.

DISCUSSÃO

A interpretação de resultados de estudos realizados com dados secundários demanda cautela, princi-

Tabela 2 - Coeficiente de mortalidade infantil* e alguns indicadores socioeconômicos. Brasil, 1980-1998.

Ano	CMI	Taxa Analf.	Taxa Desemp.	Taxa Natalid.	Taxa Fec. Total	Var/PIB <i>per capita</i>	Índice Gini	Estab. Saúde /10.000 hab	Cob. Vacinal AS<1ano (%)	Água**Esgoto***	
1980	67,1	31,2	4,0	6,7	0,597	1,6	56,0	...	53,0
1981	65,1	25,5	...	30,7	3,9	-6,6	0,584	1,8	72,0	60,1	56,2
1982	62,5	30,1	3,7	-1,7	0,587	1,9	66,0	64,6	57,2
1983	57,9	...	6,3	29,5	3,6	-5,5	0,589	2,0	68,8	66,2	56,0
1984	57,9	...	7,5	28,9	3,4	3,0	0,588	2,1	73,0	67,9	58,7
1985	49,5	...	6,3	28,2	3,3	5,6	0,592	2,2	67,0	69,9	...
1986	47,8	...	4,2	27,2	3,2	5,2	0,586	2,3	62,0	70,0	...
1987	44,5	...	3,2	26,3	3,0	1,4	0,597	2,4	64,0	70,9	...
1988	45,2	...	3,8	25,4	2,9	-2,2	0,606	2,4	59,0	72,2	...
1989	40,2	14,8	3,9	24,5	2,8	1,2	0,647	2,5	60,0
1990	36,7	14,6	3,3	23,5	2,7	-6,0	0,620	2,5	78,0
1991	31,2	...	5,2	22,9	2,7	-1,4	0,636	...	85,0
1992	33,2	12,4	6,5	22,1	2,7	-0,6	0,575	3,3	91,0	73,6	56,7
1993	34,2	11,3	6,2	21,4	2,6	-2,1	0,603	...	85,0	75,0	58,8
1994	34,1	20,7	2,5	3,4	78,2
1995	32,8	9,9	6,1	20,1	2,5	4,3	0,592	...	89,6	76,3	60,0
1996	30,3	8,3	7,0	19,7	2,4	2,8	0,590	...	79,9	77,7	63,7
1997	28,0	8,7	7,8	19,2	2,4	1,3	0,588	...	90,1	77,7	62,5
1998	27,3	6,9	9,0	18,8	2,4	2,2	0,584	78,8	63,9

Fonte: Ministério da Saúde. DATASUS. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

*Conjunto das capitais, exceto Palmas, Estado de Tocantins - coef. por 1.000<1 ano

**Percentual de domicílios ligados à rede de abastecimento de água

***Percentual de domicílios ligados à rede de esgoto ou fossa séptica

... Sem informação

Tabela 3 - Coeficiente de correlação de Spearman (r) para a associação entre o coeficiente de mortalidade infantil* e alguns indicadores socioeconômicos, demográficos e de atenção à saúde. Brasil, 1980 - 1998.

Indicador	1980-1989			1990-1998			1980-1998		
	N	r	valor p	N	r	valor p	N	r	valor p
Taxa de fecundidade total**	10	0,985	0,00	9	0,700	0,04	19	0,998	0,00
Taxa de natalidade/1.000 habitantes**	10	0,985	0,00	9	0,783	0,01	19	0,975	0,00
Variação(%) do PIB <i>per capita</i>	10	0,000	1,00	9	-0,433	0,24	19	-0,059	0,81
Índice de Gini	10	-0,561	0,09	8	0,452	0,26	18	-0,073	0,77
Taxa de desemprego	7	0,864	0,01	8	-0,786	0,02	15	-0,341	0,21
Nº de estabelecimentos de saúde/10.000 hab.	10	-0,982	0,00
Cobertura vacinal anti-sarampo em <1 ano	10	0,286	0,42	8	-0,479	0,22	18	-0,737	0,00
Taxa de analfabetismo	7	0,929	0,00
% domicílios ligados à rede abastec. de água	8	-0,970	0,00	6	-0,923	0,00	14	-0,989	0,00
% domicílios ligados à rede esgoto/fossa séptica	5	-0,564	0,32	6	-0,943	0,00	11	-0,884	0,00

Fonte: Ministério da Saúde. DATASUS. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

*Coeficiente por 1.000 <1ano para o conjunto das capitais, exceto Palmas, Estado de Tocantins

**Diferença estatisticamente significativa entre os coeficientes de correlações dos períodos 80/89 e 90/98

N - número de anos de série

... Sem informação

palmente daqueles que se baseiam em Sistemas de Informação que, no Brasil, apresentavam diferentes estágios de desenvolvimento e organização ao longo do período estudado, com variações de cobertura e disponibilidade que certamente influenciaram a qualidade das séries históricas de interesse. Além disso, é necessário considerar a inexistência do número de nascidos vivos para todo o período, a discutível limitação das variáveis independentes empregadas para refletirem a realidade das condições de vida da população e o fato das taxas anuais de fecundidade total corresponderem a estimativas obtidas por técnicas indiretas, quando nem sempre são atendidos os pressupostos para o seu cálculo. Por outro lado, a interpretação dos resultados desse estudo defronta-se ainda com a dificuldade em se reconhecer com segurança o impacto das crises econômicas, em razão da adoção de intervenções compensatórias que se espera terem efeitos contrários aos das crises, e com o desconhecimento sobre o lapso de tempo necessário para que estes efeitos tornem-se perceptíveis.

Todavia, apesar destas limitações, pode-se considerar perfeitamente válida a tendência da mortalidade infantil apresentada no presente estudo, na medida em que foram empregados dados das capitais, que são mais fidedignos. Os dados dos óbitos obtidos diretamente do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) possuem maior sensibilidade para expressar as variações porventura produzidas pelas crises econômicas ou por quaisquer alterações demográficas, desde que se assuma que sua qualidade tenha se mantido constante. Neste sentido, é importante salientar que a queda mais acentuada, observada em 1991, na curva de tendência temporal da mortalidade infantil, pode estar refletindo a ocorrência de problema operacional pontual, decorrente do início do processo de descentralização do SIM que começou em 1993, visto que naquela época havia um atraso de dois anos no processamento dos dados desse sistema de informação.

Portanto, não obstante a grande variabilidade observada nos níveis da mortalidade infantil no Brasil, entre 1980 e 1998, a sua tendência de declínio é evidente, conforme também demonstraram estudos anteriores.²¹ Torna-se, então, pertinente admitir que as flutuações apresentadas pela curva de mortalidade infantil tenham resultado do impacto da agudização das crises econômicas ocorridas naquele lapso de tempo,¹³ ainda que atenuado pela adoção de políticas públicas compensatórias.

O fato da velocidade de queda da mortalidade infantil ter sido maior na década de 80 pode ser explicado pela maior magnitude de seus níveis naquela

ocasião. Por outro lado, a implantação intensiva da terapia de rehidratação oral, a partir de 1988, deve ter sido o fator responsável pelo considerável declínio dos óbitos pós-neonatais secundários às doenças infecciosas intestinais. A redução da amplitude da variação sazonal da mortalidade infantil observada na presente investigação pode ser considerada como uma evidência dessa hipótese.

Como esperado, de modo geral, os indicadores demográficos, socioeconômicos e de atenção à saúde mostraram-se fortemente correlacionados com a mortalidade infantil. A ausência de associação negativa estatisticamente significativa entre esta mortalidade e a “percentagem de domicílios ligados à rede de esgoto ou com fossa séptica” em 1980-1989 e a “cobertura vacinal anti-sarampo” em 1980-1989 e 1990-1998 talvez tenham se dado devido à pouca variabilidade destes dois últimos indicadores nos referidos períodos. Assim, é possível que a redução do analfabetismo, o aumento da cobertura de vacinação anti-sarampo e a expansão da rede de abastecimento de água observados nos anos 90 tenham contribuído para o decréscimo dos óbitos evitáveis daquelas crianças que nasceram vivas.

Porém, houve uma redução absoluta dos óbitos de menores de um ano por todas as causas, exceto pelas anomalias congênitas e causas externas. Além disso, foi somente a partir dos anos 90 que o setor saúde no Brasil passou a se reestruturar, após a regulamentação do Sistema Único de Saúde em 1988. Na década anterior, o processo inflacionário experimentado pelo País, aliado ao aumento da complexidade e dos custos da atenção médico-hospitalar-ambulatorial e ao crescimento demográfico, contribuíram para dificultar ainda mais o acesso aos serviços e para a perda de eficiência e eficácia do setor público de saúde.⁴ Cabe então o questionamento sobre se as intervenções implementadas no sentido de minimizar os efeitos da crise, a maioria das quais adotadas a partir do final dos anos 80, tiveram a capacidade de, por si mesmas, sustentar, naquele período, o declínio da mortalidade infantil.

Sabe-se que, para se considerar um fator como explicativo de uma dada tendência, ele teria que ter apresentado alguma variação temporal. E, entre as variáveis analisadas, isto só se verificou com as taxas de natalidade e de fecundidade total, na medida em que foram as únicas cujos coeficientes de correlação com a mortalidade infantil diferiram significativamente de uma década para a outra.

Reconhece-se que a acelerada redução da fecundidade foi uma realidade que se fez presente nos anos

80, principalmente no primeiro quinquênio, quando atingiu 19,0%, enquanto em toda a década anterior esse declínio foi de 25%, principalmente entre as mulheres mais pobres e nas regiões onde as condições de vida eram mais precárias.⁶ Por outro lado, na década de 90, observou-se, entre 1992 e 1999, que a fecundidade foi reduzida em 14,8% (de 2,7 para 2,3 filhos por mulher), e que a diferença no número médio de filhos de mulheres do Nordeste e as do Sudeste diminuiu de 1,0 para 0,5.⁷ Assim, diante das evidências apresentadas, torna-se plausível sustentar a hipótese de que a variação da fecundidade foi a principal responsável pela manutenção da queda da mortalidade infantil na década de 80.

Entre os mecanismos de atuação da fecundidade para a persistência do declínio da mortalidade infantil no Brasil, destaca-se, em especial, a redução relativa, na década de 80, do número de nascimentos de crianças cujas mães viviam em condições mais precárias e que, portanto, teriam maior risco de morrer no seu primeiro de ano de vida. Também podem ser citados: a mediação de fatores como a redução de nascimentos prematuros, com intervalos curtos e de mães com alta paridade e idade, conforme ocorreu no País; aumento da eficiência econômica em virtude da redução da razão de dependência intrafamiliar, menor demanda por serviços de saúde e maior disponibilidade de tempo da mãe para cuidar de seus filhos.¹³

A hipótese da contribuição da redução do analfabetismo para a manutenção da queda da mortalidade infantil via declínio da fecundidade parece não encontrar respaldo, já que, de acordo com dados dos Censos Demográficos de 1980 e 1991, a proporção de mulheres de 15 a 49 anos não alfabetizadas no Brasil nesse período era de 17,5% e de 29,4%, respectivamente. Além disso, sabe-se que naquela ocasião, o declínio da fecundidade se deu, principalmente, por razões de ordem econômica² atingindo, em

particular, mulheres mais pobres e de regiões onde as condições de vida eram mais precárias e com grande proporção delas usando métodos contraceptivos definitivos – esterilização.⁶

Para os anos 90, possivelmente, o aumento da oferta dos serviços de saúde e outros avanços sociais devem ter sido os fatores que mais contribuíram para manter a referida tendência,^{7,13} principalmente no Norte e Nordeste, regiões econômica e socialmente menos favorecidas. Deste modo, ao analisarem-se os fatores associados à tendência da mortalidade infantil em países subdesenvolvidos a partir dos anos noventa, não se pode mais considerar apenas um fator ou alguns fatores específicos como os mais relevantes na redução dos seus níveis, uma vez que o comportamento de alguns deles, como a fecundidade, amamentação e alimentação infantil, apresentaram-se como pouco significativos neste período. Dessa forma, podem ter desempenhado um papel menor na tendência desta mortalidade.¹⁸

A descentralização das ações e serviços de saúde na década de 90 no Brasil, especialmente a partir das Normas Operacionais Básicas (NOB) 93,¹¹ pode ter contribuído com o desenvolvimento de estratégias de atenção voltadas para os grupos mais vulneráveis, resultando no aumento de coberturas vacinais, de assistência pré-natal e de consultas médicas,⁸ com repercussões positivas na redução do coeficiente de mortalidade infantil. Ainda que tais acumulações sociais possam se constituir em políticas compensatórias e em estoques de fatores de proteção por certo tempo, continua a indagação se serão suficientes para garantir o ritmo de redução da mortalidade infantil, caso persistam as crises econômicas com aumento de exclusão social e o aprofundamento de desigualdades no acesso aos serviços de saúde e aos bens de consumo coletivo que asseguram melhores condições de vida.

REFERÊNCIAS

1. Ageitos ML, Rico Velazco J, Ojeda NS, Yunes J. *La mortalidad de niñez en las Américas: tendencias y diferenciales. Análisis de casos*. OPAS/OMS Programa de Salud Materno-infantil; 1991. p. 348.
2. Berquó E. Brasil, um caso exemplar – anticoncepção e partos cirúrgicos – à espera de uma ação exemplar. *Rev Estudos Feministas* (Rio de Janeiro) 1993;1:366-81.
3. Box GEP, Jenkins GM. *Times-series analysis: forecasting and control*. 21th ed. San Francisco: Holden-Day; 1976. p. 575.
4. Buss PM. Saúde e desigualdade: caso do Brasil. In: Buss PM, Labra ME, organizadores. *Sistemas de saúde: continuidades e mudanças*. Argentina, Brasil, Chile, Espanha, Estados Unidos, México e Quebec. São Paulo: Hucitec; 1995. p. 61-101.

5. Corteguera RR, Massabot NER, Sabatela RC. Infant mortality in Cuba. *Bull Panam Health Organ* 1989;23:273-83.
6. Costa SH, Pinto CS. Os efeitos demográficos da concepção – a queda da fecundidade. In: Conselho Nacional dos Direitos da Mulher (CNDM). *Quando a paciente é mulher: Relatório do Encontro Nacional Saúde da Mulher: um direito a ser conquistado*. Brasília (DF): Ministério da Justiça; 1989. p. 85-90.
7. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Estudos e pesquisas - informações demográficas e socioeconômicas nº5. Síntese de Indicadores Sociais 2000*. Rio de Janeiro: IBGE; 2001. p. 21-23, 47-50. R1.
8. Instituto de Saúde Coletiva. Centro de Análise da Situação de Saúde. Análise de situação de saúde nos Estados e municípios do Nordeste. *Produção ambulatorial em atenção básica à saúde: avaliação de regiões e Estados, Brasil, 1996-1999*. Salvador: UFBA; 2002. p. 51. (Número especial com informações de todos os Estados, 8).
9. Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE. *Applied regression analysis and other multivariable methods*. 2nd ed. Belmont, California: Duxbury Press; 1988. p. 718.
10. Lardelli P, Blanco JL, Delgado-Rodríguez M, Bueno A, Luna JD, Galvez R. Influence of socioeconomic and health care development on infant and perinatal mortality in Spain 1975-86. *J Epidemiol Commun Health* 1993;47:260-4.
11. Levcovitz E, Lima LD de, Machado CV. Política de Saúde nos anos 90: relações intergovernamentais e o papel das Normas Operacionais Básicas. *Ciênc Saúde Col* 2001;6:269-91.
12. Monteiro CA. Contribuição para o estudo do significado da evolução do coeficiente de mortalidade infantil no município de São Paulo, SP (Brasil) nas três últimas décadas (1950-1979). *Rev Saúde Pública* 1982;16:7-18.
13. Monteiro CA, Benício MHA, Freitas ICM. Evolução da mortalidade infantil e do retardo de crescimento nos anos 90: causas e impacto sobre desigualdades regionais. In: Monteiro CA, organizador. *Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e suas doenças*. 2a ed. São Paulo: Hucitec/Nupens/USP; 2000. p. 393-420.
14. Monteiro CA, Lunes RF, Torres AM. A evolução do país e de suas doenças: síntese, hipóteses e implicações. In: Monteiro CA, organizador. *Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e suas doenças*. São Paulo: Hucitec/Nupens/USP; 1995. p. 349-56.
15. Noronha JC, Levcovitz E. AIS-SUDS-SUS: os caminhos do direito à saúde. In: Guimarães R, Tavares R, organizadores. *Saúde e sociedade no Brasil: anos 80*. Rio de Janeiro: Relume-Dumará; 1994. p. 73-111.
16. Paim JS, Costa MCN. Decréscimo e desigualdade da mortalidade infantil: Salvador, 1980-1988. *Bol OPAS* 1993;114:415-28.
17. Rosero Bixby L. Determinantes del descenso de la mortaidad infantil en Costa Rica. *Bol OPAS* 1985;99:510-27.
18. Rutstein SO. Factors associated with trends in infant and child mortality in developing countries during the 1990s. *Bul WHO* 2000;78:1255-70.
19. Sandiford P, Morales P, Gorter A, Coyle E, Smith GD. Why do child mortality rates fall? An analysis of the Nicaraguan experience. *Am J Public Health* 1991;81:30-7.
20. Santos JLF. Principais técnicas de análise e projeção. In: Santos JLF, Levy MSF, Szmrecsányi, T, organizadores. *Dinâmica da população: teoria, métodos e técnicas de análise*. São Paulo: T. A. Queiroz; 1980. p. 103-55. (Biblioteca Básica de Ciências Sociais, 3).
21. Simões CCS, Monteiro CA. Tendência secular e diferenças regionais da mortalidade infantil no Brasil. In: Monteiro CA, organizador. *Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e suas doenças*. São Paulo: HUCITEC; NUPENS/USP; 1995. p. 153-6.
22. Victora CG, Blank N. Epidemiology of infant mortality in Rio Grande do Sul, Brazil. *J Trop Med Hyg* 1980;83:177-86.