

Mortalidade infantil no Brasil na década de 1990: quais os principais determinantes?

Infant mortality in Brazil in the 1990's: what are the main determinants?

Fábio Augusto Reis Gomes, Ari Francisco de Araujo Junior, Márcio Antônio Salvato

Palavras-Chave:

Mortalidade Infantil,
Economia da Saúde, Brasil

Resumo

Na década de 1990 o Brasil experimentou uma acentuada queda nos índices de mortalidade infantil. Apesar disso, este ainda é um fenômeno preocupante. Como um diagnóstico preciso é fundamental para a formulação de políticas públicas eficazes, o objetivo deste trabalho é investigar quais são os principais determinantes da mortalidade infantil no Brasil neste período. A análise é feita com base nos dados municipais do Atlas do Desenvolvimento Humano, referentes aos anos de 1991 e de 2000, do Tesouro Nacional e da RIPSa (Rede Interagencial de Informações para a Saúde), para o ano de 2000, por meio de um modelo de regressão binomial negativo. Os resultados indicam que pobreza, analfabetismo, desigualdade de renda, percentual de mulheres chefe de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos e baixo escore de apgar estão associados à maior incidência da mortalidade infantil, enquanto renda, maior número de visitas pré-natal e raça (branco) são redutores de risco.

Abstract

In the 1990 Brazil experienced a sharp drop in infant mortality rates. However, this phenomenon is still worrying. Once an accurate diagnosis is essential to formulate effective public policy, the purpose of this work is to investigate what are the main determinants of infant mortality in Brazil in this period. The analysis is based on data from Brazilian Human Development Report, for the years 1991 and 2000, National Treasury and RIPSa, for the year 2000, applying a negative binomial regression. The results suggest that poverty, illiteracy, inequality of income, the percentage of female head of household with no spouse and children less than 15 years old and low apgar score are associated with higher incidence of infant mortality, while income, prenatal exams and race (white) are reducing risk.

Introdução

Um dos principais problemas que os países em desenvolvimento enfrentam é o elevado índice de mortalidade infantil (definida como mortalidade antes do final do primeiro ano de vida). Em países de economia ascendente, como o Brasil, é possível encontrar municípios nos quais de cada mil crianças nascidas vivas cerca de 90 não sobreviveram ao primeiro ano de vida, no ano de 2000 (Fundação João Pinheiro, 2003).

Apesar de ainda apresentar índices elevados de mortalidade infantil, o Brasil mostrou na década de 1990 uma redução desta incidência em cerca de 30% (Fundação João Pinheiro, 2003). Quais foram os determinantes desta redução? A despeito de a mortalidade infantil ser resultado de uma série de processos sociais, econômicos e demográficos complexos, este trabalho propõe um modelo econométrico

para tentar definir seus principais determinantes. Assim, o objetivo deste estudo é avaliar a situação dos municípios brasileiros quanto aos níveis e determinantes da mortalidade infantil uma vez que o diagnóstico preciso da situação é o primeiro passo para a proposição de políticas públicas eficazes. Este estudo ganha importância adicional, na medida em que o Brasil é um dos signatários da Declaração do Milênio, assinada em 2000, que entre suas metas inclui a redução da mortalidade infantil.

Metodologia

Foram investigados os óbitos de crianças antes do final do primeiro ano de vida nos anos de 1991 e 2000, com dados municipais, provenientes do Atlas do Desenvolvimento Humano da Fundação João Pinheiro (2003) – fonte primária são

Recebido em: 22/09/2010 / Aprovado para publicação em: 04/11/2010

Fábio Augusto Reis Gomes Insper Instituto de Ensino e Pesquisa E-mail: fabioarg@insper.org.br – Ari Francisco de Araujo Junior Ibmecc Minas Gerais E-mail: arifaj@ibmeccmg.br Rua Rio Grande do Norte, 300. Funcionários – CEP. 30.130.130 Belo Horizonte – MG Tel: (031) 3247.5757 – Márcio Antônio Salvato Ibmecc Minas Gerais E-mail: marcioas@ibmeccmg.br

os Censos Demográficos do IBGE. Do Atlas do Desenvolvimento Humano, também foram obtidas variáveis explicativas descritas posteriormente.

Para o ano de 2000 foi possível aumentar o conjunto de informação com dados do Tesouro Nacional e do DATASUS. Utilizou-se o gasto municipal em saúde e educação no ano de 2000, proveniente das Finanças do Brasil (FINBRA) do Tesouro Nacional. Além disso, foram considerados outros fatores associados à mortalidade infantil, como as características da mãe e do recém-nascido, de modo semelhante a Machado e Hill (2003) e Carvalho *et alii* (2007). Estas informações têm como fonte a Rede Interagencial de Informações para a Saúde (RIPSA) e do Pacto de Atenção Básica, para o ano de 2000, disponibilizado pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). A única exceção é a Cobertura Vacinal Tetravalente disponível apenas a partir do ano 2002.

Variável Dependente

A variável dependente usada nos anos de 1991 e 2000 foi a Mortalidade Infantil, definida como o número de crianças que não irão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada mil crianças nascidas vivas nos municípios brasileiros.

Variáveis Independentes

Para o modelo longitudinal referente aos anos de 1991 e 2000 as seguintes variáveis explicativas foram consideradas:

1. Analfabetismo: percentual de pessoas de 25 anos ou mais que não sabem ler ou escrever um bilhete simples. Esta variável é uma *proxy* para a escolaridade dos pais ou adultos.
2. Pobreza: percentual de pessoas com renda per capita abaixo de R\$75,50.
3. Renda: renda per capita domiciliar.
4. Gini: coeficiente de gini de desigualdade da renda.
5. Densidade: percentual de pessoas que vivem em domicílios com densidade acima de 2 pessoas por dormitório.
6. Fecundidade: é a taxa de fecundidade total, isto é, o número médio de filhos que uma mulher teria ao findar seu período reprodutivo.
7. Mulher: percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos.
8. Pop. rural: população residente na área rural.
9. Os dados são municipais e levam em conta a correção para as emancipações que ocorreram neste período, metodologia usada pela Fundação João Pinheiro (2003). Os valores monetários foram expressos em reais de 1º de agosto de 2000 (INPC). Portanto, a comparabilidade entre municípios e ao longo do tempo pode ser reali-

zada sem maiores dificuldades. O modelo de dados transversais, referente ao ano 2000, foram agregadas as seguintes variáveis do Tesouro Nacional:

10. Gasto com saúde: despesas por função saúde e saneamento.
11. Gasto com educação: despesas por função educação e cultura.
12. Ainda com respeito ao corte transversal, foram agregados os seguintes dados da RIPSA:
13. Número de pré-natal > 6: percentual dos nascidos vivos cuja mãe realizou mais de 6 consultas de pré-natal.
14. Baixo peso: percentual dos nascidos vivos classificados como apresentando baixo peso.
15. Idade da mãe < 19 anos: percentual dos nascidos vivos cujas mães apresentavam idade menor do que 19 anos.
16. Gestação com menos de 36 semanas: percentual dos nascidos vivos cuja duração da gestação foi inferior a 36 semanas.
17. Apgar 1 a 7: percentual dos nascidos vivos com apgar 1º minuto entre 1 a 7.
18. Anomalia congênita: percentual dos nascidos vivos com anomalia congênita.
19. Raça (branco): percentual de brancos nascidos vivos.
20. Parto normal: percentual dos nascidos vivos através de parto normal (vaginal).
21. Cobertura vacinal tetra: cobertura vacinal tetravalente (DTP/Hib).
22. Cobertura vacinal tríplice: cobertura vacinal tríplice viral (SCR).
23. Cobertura vacinal BCG: cobertura vacinal (BCG).

A análise dos determinantes da mortalidade infantil foi realizada através do modelo de regressão binomial negativa para dados em corte transversal (ano de 2000) e longitudinais (anos de 1991 e 2000). O modelo binomial negativo é recomendado porque os dados são provenientes de um processo de contagem. Tal modelo estima a razão de taxas de incidência (*incidence rate ratio*), que indica qual foi a alteração na incidência (expressa em %) devida ao acréscimo unitário na variável explicativa sob análise, mantendo as demais variáveis do modelo constantes. No caso dos dados longitudinais, foi possível estimar também os modelos de regressão binomial negativa ora com efeito fixo, ora com efeito aleatório. A opção entre a melhor especificação foi feita com base no teste de Hausman. Todas as estimativas foram feitas por meio do programa estatístico Stata 9.0.

As variáveis Pobreza e Renda possuem uma correlação muito elevada, para ser preciso, em 1991 a correlação entre é -0.93 e em 2000 esta correlação torna-se -0.91; por isso, com o objetivo de evitar o problema de multicolinearidade, não foram estimados modelos empregando as duas variáveis concomitantemente. Assim, para os modelos em dados longitudinais, foram considerados dois grupos diferentes de

variáveis. O grupo 1 composto por Analfabetismo, Pobreza, Gini, Densidade, Fecundidade, Mulher e Pop. Rural e o grupo 2 que substituiu Pobreza por Renda. Incluiu-se nos dois grupos uma Dummy de Tempo que assume valor unitário em 1991 e zero em 2000. Esta dummy é incluída com o objetivo de captar os efeitos das transformações ocorridas na década de 1990 no Brasil, dentre as quais se destacam a estabilização econômica e as melhorias nas condições de acesso aos serviços de saúde. Com relação ao corte transversal de 2000, foram constituídos os grupos 3 e 4, que agregam aos grupos 1 e 2, respectivamente, as variáveis de número 9 ao 21.

Resultados

São apresentadas na Tabela 1 estatísticas descritivas da Mortalidade Infantil, nos anos de 1991 e de 2000. Em média, a incidência da Mortalidade Infantil reduziu-se em cerca de 31% neste período. O valor mínimo da mortalidade infantil sofreu uma redução de quase 50% enquanto o valor máximo reduziu-se em magnitude inferior, aproximadamente 16%. Quanto à dispersão da Mortalidade Infantil, a Tabela 1 mostra que o desvio-padrão reduziu-se em aproximadamente 26%. Porém, como o desvio-padrão é uma medida de dispersão em relação à média e esta estatística sofreu uma modificação substancial no período, é empregado também o coeficiente de variação e, neste caso, observa-se um aumento da dispersão de 7,2%. Analisando os dados individuais, no ano de 2000, São Caetano do Sul (SP) foi o município com o menor nível de mortalidade infantil, 5,38, enquanto Manari (PE) apresentou o pior desempenho com índice igual a 109,67. Note que o índice de São Caetano do Sul é aproximadamente 5% do índice de Manari.

Tabela 1 - Estatística Descritiva: Mortalidade Infantil

Estatística	Brasil		
	1991	2000	Variação
Média	49,45	34,08	-31,08 %
Mínimo	10,65	5,38	-49,48 %
Máximo	130,74	109,67	-16,12 %
Desvio-padrão	25,00	18,47	-26,12 %
Coeficiente de Variação	0,51	0,54	7,20 %
Observações	5507	5507	5507

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil da Fundação João Pinheiro (2003).

Para avaliar o potencial da renda como fator explicativo da mortalidade infantil, no ano de 2000, os municípios foram dispostos em ordem decrescente de renda e divididos em 5 grupos. O primeiro grupo refere-se aos 20% mais ricos, por exemplo. Para cada grupo foi calculada a mortalidade infantil máxima e mínima, além da renda média. Os resultados são

apresentados na Tabela 2. Apesar de a renda média ser bastante diferente entre os grupos, observa-se que nos 5 grupos existem municípios com mortalidade infantil entre 24,22 e 43,69. Considerando os 20% mais ricos e os 20% mais pobres, nota-se que os primeiros têm renda 5 vezes maior do que os últimos, em média, mas ainda assim existem municípios nos dois grupos com o mesmo nível de mortalidade infantil. Portanto, municípios com níveis de renda muito diferentes apresentam níveis de mortalidade semelhantes.

Tabela 2 - Relação entre Renda e Mortalidade Infantil

Quinto da Renda	Mortalidade Infantil		
	Máximo	Mínimo	Renda Média
1º Quinto	43,69	5,38	316,61
2º Quinto	52,00	6,99	216,98
3º Quinto	78,25	7,97	157,84
4º Quinto	85,29	14,95	98,17
5º Quinto	109,67	24,22	64,67

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil da Fundação João Pinheiro (2003)

Na Tabela 3 estão apresentadas as correlações das variáveis explicativas, par a par, com a mortalidade infantil, em 1991 e 2000. Tais correlações são relativamente estáveis nos anos analisados, excetuando-se o Gini cujo sinal, inclusive, é alterado de 1991 para 2000. Nota-se que apenas a variável Renda apresenta uma correlação negativa com a Mortalidade Infantil, nos dois períodos. As variáveis que apresentam maior correlação, em módulo, são Analfabetismo, Pobreza, Renda e Fecundidade, tanto em 1991 quanto em 2000. Quanto às variáveis adicionais para o ano de 2000, destacam-se as correlações negativas de pré-natal com número de consultas superior a 6 e raça; e a correlação positiva com parto normal.

Na Tabela 4 são apresentados os resultados do modelo de regressão binomial negativa para dados longitudinais referentes aos grupos 1 e 2 de variáveis explicativas. Todas as regressões apresentam uma constante não reportada. Para exemplificar a análise, considere a primeira coluna do grupo 1 no qual o aumento de 1 ponto percentual na taxa de pobreza aumenta a mortalidade infantil de 1,05%, enquanto que, na primeira coluna do grupo 2, um aumento de 1 unidade monetária na renda domiciliar per capita diminui a mortalidade infantil em 0,2%. Para o grupo 1, o modelo *po-oling* – cortes transversais empilhados, sem efeito fixo e sem efeito aleatório –, todas as variáveis são significativas com 99% de confiança, excetuando-se a Fecundidade. Como o teste de Hausman rejeita o modelo de efeito aleatório, deve-se concentrar a análise no modelo de efeito fixo. Neste caso, as variáveis Analfabetismo e Fecundidade são significativas e apresentam impacto negativo, contribuindo para a redução da mortalidade infantil; as variáveis Pobreza, Gini, Densidade

Tabela 3 - Correlações com a Variável Mortalidade Infantil*

Variável	1991	2000
Analfabetismo	0,8255 (5507)	0,8306 (5507)
Fecundidade	0,6939 (5507)	0,5742 (5507)
Pobreza	0,7710 (5507)	0,8433 (5507)
Densidade	0,4289 (5507)	0,3317 (5507)
Mulher Chefe	0,3678 (5507)	0,4073 (5507)
Renda	-0,6824 (5507)	-0,7404 (5507)
Pop. Rural	0,1677 (5507)	0,1431 (5507)
Gini	-0,1339 (5507)	0,3612 (5507)
Despesa per capita em Educação		-0,0784 (5154)
Despesa per capita em Saúde		-0,1446 (5154)
Número de Pré-natal > 6		-0,5600 (5471)
Baixo Peso		-0,2116 (5330)
Idade da mãe < 19 anos		0,0495 (4732)
Gestação menos de 36 semanas		0,0894 (4732)
APGAR 1 a 7		0,0417 (4732)
Anomalia Congênita		-0,0548 (4732)
Raça (branco)		-0,5566 (4732)
Parto Normal		0,4993 (4732)
Cobertura Vacinal Tetra		-0,2003 (5478)
Cobertura Vacinal Tríplice		-0,1962 (5151)
Cobertura Vacinal BCG		-0,0563 (5476)

Fonte: Atlas do Desenvolvimento do Brasil (1); Tesouro Nacional e RIPSA.

Nota: Em parênteses é reportado o número de observações usadas no cálculo da amostra da correlação. Todas as correlações são significativas a 1% de significância.

e a *Dummy* de Tempo são significativas, com impacto positivo. A variável *Dummy* de Tempo sugere que a mortalidade infantil em 1991 é 49% maior do que em 2000, mantendo os demais fatores constantes. Com respeito ao grupo 2, que substitui a Pobreza pela Renda, o teste de Hausman rejeita o modelo com efeitos aleatórios e o modelo de efeito fixo apresenta resultados similares ao do grupo 1.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados para os determinantes da mortalidade infantil no corte transversal de 2000. No grupo 3, a variável Pobreza mostrou-se significativa a 1%, sendo que um aumento de 1 ponto percentual nesta variável acarreta um aumento da mortalidade infantil em 1,31%, aproximadamente. No grupo 4 a variável Renda é significativa a 1% e para cada unidade adicional de renda, a

mortalidade infantil diminui em 0,16%, aproximadamente. As demais variáveis são idênticas nos 2 grupos. Considerando um nível de 5% de significância as seguintes variáveis foram significativas e apresentaram coeficiente maior do que 1 nos dois grupos: Analfabetismo, Gini, Mulher e Apgar de 1 a 7. As variáveis significativas a 5% que apresentaram nos dois grupos coeficientes menores do que 1 são Mais de 6 pré-natal, Raça e Cobertura vacinal tetra.

Por fim, nota-se que nos grupos 3 e 4 a variável Pop. Rural tem coeficiente significativo, mas igual a 1 quando usadas 5 casas decimais. Além disso, as variáveis Densidade, Fecundidade, Cobertura Vacinal Tríplice e Cobertura Vacinal BCG foram significativas a 5% apenas no Grupo 3. Por outro lado, as variáveis Despesa per capita em Educação e Parto Normal foram significativas apenas no Grupo 4. Com relação às variáveis provenientes do Atlas do Desenvolvimento Humano (1), os resultados dos modelos de efeito fixo para dados longitudinais e do corte transversal de 2000 indicam que as únicas variáveis sempre relevantes, a 5% de significância, nos grupos 1 a 4, são Analfabetismo e Gini.

Discussão

Através da análise da estatística descritiva da Mortalidade Infantil – Tabela 1 – ficou evidente a considerável redução da sua incidência entre os municípios brasileiros na década de 90. Porém, há uma evidência de aumento de sua dispersão e conforme mencionado, em São Caetano do Sul (SP) – o município com o menor índice – a mortalidade infantil é aproximadamente 5% daquela em Manari (PE) - o município com o maior índice. Esta variabilidade no tempo e entre os municípios ensejou a seguinte pergunta: quais são os determinantes da Mortalidade Infantil? Para responder a estas perguntas dois exercícios econométricos foram realizados, empregando um conjunto de candidatos a determinantes da mortalidade. Estes candidatos foram definidos com base em trabalhos empíricos prévios que serão comentados ao longo desta seção.

O primeiro exercício consistiu na estimação de um modelo de regressão binomial negativa para dados longitudinais, que sugeriu que as variáveis Analfabetismo e Fecundidade reduzem a mortalidade infantil enquanto as variáveis Pobreza, Gini e Densidade aumentam a mortalidade infantil. O resultado para Analfabetismo é bastante surpreendente e pode ter sido causado pela omissão de variáveis relevantes. A correlação simples entre Fecundidade e Mortalidade Infantil é positiva – Tabela 2 –, no entanto isto não significa que a correlação parcial deve ser positiva. Por exemplo, se famílias pobres são mais numerosas, daí pode-se concluir que há uma associação positiva entre mortalidade infantil e fecundidade. Porém, em uma análise multivariada que inclui a pobreza, esta associação positiva de fecundidade e mortali-

Tabela 4 – Determinantes da Mortalidade Infantil, 1991 e 2000 – Grupos 1 e 2

Variável Dependente: Mortalidade Infantil												
Regressores	Grupo 1			Grupo 2								
	Pooling	EF	EA	Pooling	EF	EA						
Analfabetismo	10,115 (0,0003)	(***) 0,9972 (0,0007)	(***) 10,115 (0,0003)	(***) 10,155 (0,0003)	(***) 0,9980 (0,0007)	(***) 10,145 (0,0003)						
Pobreza	10,105 (0,0003)	(***) 10,012 (0,0004)	(***) 10,099 (0,0002)	(***) -	(***) -	(***) -						
Renda	-	-	-	0,9980 (0,0001)	(***) 0,9995 (0,0001)	(***) 0,9980 (0,0001)						
Gini	11,917 (0,0556)	(***) 11,686 (0,0575)	(***) 12,247 (0,0488)	(***) 20,972 (0,0972)	(***) 12,386 (0,0581)	(***) 19,011 (0,0720)						
Densidade	10,017 (0,0003)	(***) 10,018 (0,0006)	(***) 10,024 (0,0003)	(***) 10,019 (0,0003)	(***) 10,019 (0,0006)	(***) 10,028 (0,0003)						
Fecundidade	10,038 (0,0040)	0,9845 (0,0042)	(***) 0,9976 (0,0034)	10,214 (0,0042)	(***) 0,9910 (0,0044)	(***) 10,141 (0,0035)						
Mulher	10,365 (0,0015)	(***) 10,018 (0,0017)	10,243 (0,0013)	(***) 10,376 (0,0015)	(***) 10,013 (0,0017)	(***) 10,229 (0,0013)						
Pop. Rural	10,000 (0,0000)	(***) 10,000 (0,0000)	10,000 (0,0000)	(***) 10,000 (0,0000)	(***) 10,000 (0,0000)	(***) 10,000 (0,0000)						
Dummy de Tempo (1991 igual a 1)	11,078 (0,0064)	(***) 14,926 (0,0138)	(***) 11,136 (0,0050)	(***) 11,119 (0,0066)	(***) 14,601 (0,0145)	(***) 11,203 (0,0050)						
Nº de observações	11014	11014	11014	11014	11014	11014						
Teste Wald (χ^2)	41969,28	15483,21	34597,39	36823,59	15506,3	33440,01						
Prob > χ^2	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)						
Teste de Hausman (p-valor)	-	1517,43 (0,0000)	-	-	1277,34 (0,0000)	-						

Nota: Entre parênteses apresentamos os desvios-padrões. (***) , (**) e (*) significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Todos os modelos incluem uma constante não reportada e usam a distribuição binomial negativa. O teste de Hausman rejeita o modelo com Efeito Aleatório.

Tabela 5 – Determinantes da Mortalidade Infantil, 2000 – Grupos 3 e 4

Variável Dependente: Mortalidade Infantil				
Regressores	Cross-section Municipal, Regressão Binomial Negativa			
	Grupo 3		Grupo 4	
Analfabetismo	1,00893	(***)	1,01556	(***)
	(0,00072)		(0,00060)	
Pobreza	1,01314	(***)		
	(0,00058)			
Renda			0,99843	(***)
			(0,00011)	
Gini	1,15805	(*)	2,42835	(***)
	(0,09620)		(0,20835)	
Densidade	0,99843	(***)	0,99950	
	(0,00055)		(0,00057)	
Fecundidade	0,98201	(**)	0,98835	
	(0,00858)		(0,00904)	
Mulher	1,02560	(***)	1,03037	(***)
	(0,00292)		(0,00000)	
Pop. Rural	1,00000	(***)	1,00000	(***)
	(0,00000)		(0,00000)	
Despesa per capita em Educação	0,99988		0,99985	(**)
	(0,00007)		(0,00007)	
Despesa per capita em Saúde	1,00004		1,00010	
	(0,00009)		(0,00010)	
Mais de 6 pré-natais	0,99948	(**)	0,99900	(***)
	(0,00025)		(0,00026)	
Baixo Peso	0,99907		0,99868	
	(0,00156)		(0,00159)	
Idade da mãe < 19 anos	1,00031		1,00003	
	(0,00030)		(0,00031)	
Gestação menos de 36 semanas	1,00012		1,00033	
	(0,00025)		(0,00026)	
Apgar de 1 a 7	1,00058	(***)	1,00068	(***)
	(0,00019)		(0,00020)	
Anomalia Congênita	1,00103		1,00098	
	(0,00082)		(0,00086)	
Raça (branco)	0,99861	(***)	0,99830	(***)
	(0,00016)		(0,00017)	
Parto Normal	1,00032		1,00085	(***)
	(0,00022)		(0,00022)	
Cobertura Vacinal Tetra	0,99942	(***)	0,99914	(***)
	(0,00018)		(0,00019)	
Cobertura Vacinal Tríplice	0,99969	(**)	0,99974	
	(0,00015)		(0,00017)	
Cobertura Vacinal BCG	1,00033	(***)	1,00017	
	(0,00012)		(0,00012)	
Nº de observações	4034		4034	
Teste de Wald (χ^2)	15299.12		13416.68	
Prob > χ^2	(0.0000)		(0.0000)	
Pseudo-R2	0.1826		0.1755	

Nota: Entre parênteses apresentamos os desvios-padrões. (***) (** e *) significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Todos os modelos incluem uma constante não reportada e usam a distribuição binomial negativa.

dade infantil pode deixar de existir ou se tornar negativa. Daí a importância de se evitar a omissão de variáveis relevantes.

Neste sentido, o segundo exercício realizado é mais completo, pois para os dados transversais de 2000 foi possível incluir na análise ações governamentais bem como características da mãe e do recém-nascido. Neste exercício, os resultados indicam que Pobreza/Renda são relevantes e tem impacto esperado sobre a mortalidade infantil. Além disso, conforme esperado, Analfabetismo, Gini, Mulher e Apgar de 1 a 7 estão ligadas a maior incidência da mortalidade infantil enquanto Mais de 6 pré-natais, Raça e Cobertura Vacinal Tetra são variáveis que reduzem a mortalidade infantil.

Em resumo, o grupo de maior risco seria o composto por crianças com baixo Apgar, não brancas, cuja mãe é chefe de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos e que realizou menos de 6 consultas pré-natal. A situação se agrava quando esta família vive em uma cidade com elevados índices de analfabetismo, com desigualdade de renda elevada e sem cobertura adequada da vacina tetra. A existência de outros determinantes importantes para a mortalidade, além da renda, já era indicada pela análise descritiva dos dados, pois na Tabela 2 foi observado que existem municípios ricos e pobres com taxas de mortalidade infantil semelhantes. De fato, este resultado está em conformidade com o estudo de Fay *et alli* (2005) para 39 países, no qual foi observado que países com níveis de renda similares apresentam taxas de mortalidade infantil bem diferentes, embora a renda seja um determinante importante. Neste sentido, os autores argumentam que o acesso à saúde está associado, entre outros fatores, ao poder aquisitivo da família, o que explicaria a correlação parcial encontrada entre renda/pobreza e a mortalidade infantil. Em países mais pobres, os indivíduos com menor renda têm pior acesso aos cuidados de saúde (Fay *et alli*, 2005). Assim, o acesso ao pré-natal e à assistência ao neonato dependem, em alguma medida, dos recursos da família.

Há uma controvérsia na literatura sobre o papel da renda e seu grau de desigualdade na determinação da mortalidade infantil. Filmer e Pritchett (1999) encontram evidência de que ambos são importantes, enquanto Waldmann (1996) e Anand e Ravallion (1993) concluem que o fator preponderante é a desigualdade da renda. Neste estudo, tanto a Renda quanto o Gini mostraram-se significativos no primeiro e segundo exercício econométrico. De fato, observa-se que o coeficiente do Gini aumenta quando se substitui a variável Pobreza pela Renda. Isto sugere que parte da importância do Gini para a explicação da mortalidade infantil já é captada pela Pobreza e, neste sentido, haveria uma interseção entre desigualdade e pobreza. De fato, a correlação entre Gini e Pobreza em 2000 é, aproximadamente, 0,45. Assim, enquanto a Renda capta a renda média, a Pobreza capta a magnitude da cauda inferior da distribuição de renda, a proporção de pobres, que é a parte mais relevante da distribuição de ren-

da para a mortalidade infantil. Assim, ao substituir a Pobreza pela Renda, a informação contida no Gini sobre a distribuição da renda torna-se ainda mais relevante.

A relação positiva entre Analfabetismo e Mortalidade Infantil, observada no segundo exercício empírico pode ser devida a sua provável correlação com o nível educacional da mãe. Segundo Christiaensen e Alderman (2004), em geral, o nível educacional da mãe é um fator crucial no desenho de qualquer política pública de combate a problemas de má nutrição, devido a três canais: (i) educação formal transfere conhecimentos sobre saúde para a mãe; (ii) a educação adquirida aumenta as chances de a mãe realizar o diagnóstico e o tratamento correto; (iii) o maior contato com a educação formal pode tornar a mãe mais receptiva às técnicas modernas da medicina. Além disso, Fedorov e Sahn (2005) documentam que a saúde infantil na Rússia depende, em larga medida, da educação da mãe e Webb e Block (2004) argumentam que é de amplo conhecimento que aumentos no nível de informação sobre nutrição da mãe têm um papel decisivo na melhoria da situação nutricional das crianças. Por fim, Banister e Zhang (2005) utilizaram uma medida de analfabetismo para estudar o caso da China e concluíram que tal variável é um determinante crucial da mortalidade infantil.

A variável Mulher, medida pelo percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos, constitui uma medida de desorganização social e, portanto, sua associação positiva com a mortalidade infantil era esperada. Quanto à relevância da variável Cobertura vacinal Tetra essa é uma questão que carece de maior investigação. Segundo Szwarcwald *et alli* (1992), o elevado nível de mortalidade infantil no Brasil pode ser explicado pelo peso relativo dos óbitos por diarreias, pneumonias e desnutrição, o que os epidemiologistas denominam de complexo diarreia-pneumonia-desnutrição, logo as doenças imunopreveníveis não figuram entre as principais causas da mortalidade infantil. Neste sentido, não há uma associação evidente entre a ampliação da cobertura vacinal tetravalente e as principais causas de morte até 1 ano de idade. No entanto, a maior cobertura vacinal pode refletir melhorias no acesso aos serviços de saúde e neste sentido a cobertura tetravalente atuou como um indicador da melhoria da qualidade da assistência. De fato, estudando os microdados do município de Pelotas, Brasil, de 1982 e de 1993, Menezes *et alli* (2005) concluem que a queda observada da mortalidade infantil neste período se deveu a melhorias na assistência em saúde. Sugere-se que estudos futuros investiguem a conexão entre mortalidade e cobertura vacinal, possivelmente usando diretamente os microdados.

Com relação às características do recém-nascido e da mãe, a variável Apgar de 1 a 7 está positivamente associada à Mortalidade Infantil, enquanto as variáveis Mais de 6 pré-natais apresenta correlação parcial negativa. Machado e Hill

(2003), estudando a mortalidade infantil na cidade de São Paulo a partir dos microdados do SIM e SINASC, encontraram evidência de que escores de Apgar baixo e número baixo de visitas pré-natal, além do baixo peso ao nascer, são determinantes da mortalidade neonatal e pós-neonatal. Além dessas variáveis, os autores concluem que nascimento pré-termo também é importante para a morte neonatal. Os autores não encontram associação entre parto cesáreo e mortalidade infantil, enquanto neste estudo foi encontrada correlação entre parto normal e mortalidade infantil apenas no grupo 4.

Outra variável relevante, neste estudo, foi Raça (Branco) que apresentou uma associação negativa com a mortalidade infantil. Estudando a mortalidade neonatal hospitalar na maternidade-escola do Instituto Materno-infantil Professor Fernando Figueira, entre 2001 e 2003, Carvalho *et alli* (2007) também encontraram evidências da relevância da raça (preta/parda), além de baixos escores de Apgar (no quinto minuto), baixa escolaridade da mãe, idade gestacional aquém de 36 semanas, baixo número de consultas pré-natal e baixo peso ao nascer. No entanto, os autores não incluíram em sua análise medidas de renda da família, o que pode ter superestimado o efeito da raça.

Skoufias (1998) documenta que na Romênia os determinantes da mortalidade infantil dependem da área de residência (rural ou urbana) da criança, os resultados obtidos sugerem que o papel desta variável no período sob análise desprezível. Com relação, especificamente, aos gastos governamentais em saúde, notou-se que não foram significativos. De fato, Filmer e Prichett (1999) argumentam que o impacto do gasto público em saúde sobre o nível de saúde é bem menor do que o esperado ou desejado.

Conclusão

O objetivo deste artigo foi identificar os principais determinantes da mortalidade infantil no Brasil na década de 1990. Os resultados sugeriram que pobreza, analfabetismo, desigualdade de renda, percentual de mulheres chefe de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos e baixo escore de apgar estão associados à maior incidência da mortalidade infantil, enquanto renda, maior número de visitas pré-natal e raça (branco) são variáveis que diminuem o risco da mesma.

Parece que a disseminação do uso de práticas simples de higiene e saúde [essa estratégia apresentou resultados positivos para a capital de Gana, Acra (Ruel *et all.*, 1999)] via redução da pobreza e aumento da educação, por exemplo, foram importantes para a queda da mortalidade infantil.

Referências bibliográficas

- Anand S, Ravallion M. Human development in poor countries: on the role of private incomes & public services. *Journal of Economic Perspectives*, 1993; 50: 7-133.
- Fundação João Pinheiro. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2003.
- Banister J, Zhang X. China, economic development and mortality decline. *World Development*, 2005; 33 (1): 21-41.
- Carvalho PI, Pereira PMH, Frias PG, Vidal AS, Figueiroa JN. Fatores de risco para mortalidade neonatal em coorte hospitalar de nascidos vivos. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, 2007; 16(3):185-194.
- Christiaensen L, Alderman H. Child malnutrition in Ethiopia: can maternal knowledge augment the role of income? *Economic Development and Cultural Change*, 2004; 52 (2): 287-312.
- Fay M., Leipziger D, Wodon Q, Yepes T. Achieving child-health-related millennium development goals: the role of infrastructure. *World Development*, 2005; 33(8): 1267-84.
- Fedorov L, Sahn DE. Socioeconomic determinants of children's health in Russia: a longitudinal study. *Economic Development and Cultural Change*, 2005; 53 (2): 479-500.
- Filmer D, Pritchett L. The impact of public spending on health: does money matter? *Social Science and Medicine*, 1999; 49: 1309-1323.
- Machado CJ, Hill K. Determinants of neonatal and post-neonatal mortality in the City of São Paulo. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 2003; 6 (4): 345-358.
- Menezes AMB, Hallal PC, Santos IS, Victora CG, Barros FC. Infant mortality in Pelotas, Brazil: a comparison of risk factors in two birth cohorts. *Pan American Journal of Public Health*, 2005; 18 (6): 439-446.
- Ruel MT, Levin CE, Armar-Klemesu M, Maxwell D. Good care practices can mitigate the negative effects of poverty and low maternal schooling on children's nutritional status: evidence from Accra. *Journal of Development Economics*, 1999; 27 (11): 1993-2009.
- Skoufias E. Determinants of child health during the economic transition in Romania. *World Development*, 1998; 26 (11): 2045-2056.
- Szwarcwald CL, Chequer P, Castilho EA. Tendências da mortalidade infantil no Brasil nos anos 80. *Informe Epidemiológico do SUS*, 1992; 1:35-50.
- Waldmann RJ. Income distribution & infant mortality. *The Quarterly Journal of Economics*, 1992; 107: 1283-1302.
- Webb P, Block S. Nutrition information and formal schooling as inputs to child nutrition. *Economic Development and Cultural Change*, 2004; 52 (4): 801-820.