



Revista de Saúde Pública

ISSN: 0034-8910

revsp@usp.br

Universidade de São Paulo
Brasil

Vieira Sousa, Tanara Rosângela; Maia Leite Filho, Paulo Amilton
Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro
Revista de Saúde Pública, vol. 42, núm. 5, outubro, 2008, pp. 796-804
Universidade de São Paulo
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=67240170003>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Tanara Rosângela Vieira Sousa¹

Paulo Amilton Maia Leite Filho^{II}

Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro

Panel data analysis of health status in Northeast Brazil

RESUMO

OBJETIVO: Analisar fatores determinantes do status de saúde em cada estado da Região Nordeste do Brasil.

MÉTODOS: Estudo utilizando a metodologia de dados em painel, com informações agregadas para municípios. Os dados compreendem os anos de 1991 e 2000, e foram obtidos no Atlas do Desenvolvimento Humano do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, e Secretaria do Tesouro Nacional. Utilizou-se como indicador do status de saúde, a taxa de mortalidade infantil, e como determinantes as variáveis: gastos com saúde e saneamento per capita, números de médicos por mil habitantes, acesso à água tratada, taxa de fecundidade e de analfabetismo, percentual de mães adolescentes, renda per capita e índice de Gini.

RESULTADOS: As taxas de mortalidade infantil na região Nordeste reduziram-se em 31,8% no período analisado, desempenho pouco superior ao apresentado para a média nacional. No entanto, em alguns estados, como Rio Grande do Norte, Bahia, Ceará e Alagoas, a redução foi mais significativa. Isso pode ser atribuído à melhora de alguns indicadores que são os principais determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil: maior acesso à educação, redução da taxa de fecundidade, aumento da renda, e do acesso à água.

CONCLUSÕES: Os estados que apresentaram maiores ganhos no acesso à água tratada, educação, renda e redução da taxa de fecundidade, foram também os que obtiveram maiores ganhos na redução da mortalidade de menores de um ano de idade.

DESCRIPTORIOS: Mortalidade Infantil, tendências. Fatores Socioeconômicos. Saneamento Básico. Desigualdades em Saúde. Estudos Ecológicos.

¹ Programa de Pós-Graduação em Economia. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, RS, Brasil

^{II} Programa de Pós-Graduação em Economia. Universidade Federal da Paraíba. João Pessoa, PB, Brasil

Correspondência | Correspondence:

Tanara Rosângela Vieira Sousa
Av. João Pessoa, 52 – sala 33B – 3º andar
90.040-000 Porto Alegre, RS, Brasil
E-mail: tanara.sousa@ufrgs.br

Recebido: 12/3/2007

Revisado: 3/1/2008

Aprovado: 18/3/2008

ABSTRACT

OBJECTIVE: To assess health status determinants in Brazil's Northeast states.

METHODS: Study carried out based on panel data analysis of aggregated information for municipalities. Data was obtained from the United Nations Development Program Atlas of Human Development and Brazilian National Treasury Department for the years 1991 and 2000. Health status indicator was infant mortality rate and health determinants were the following variables: per capita health and sanitation expenditure; number of physicians per inhabitant; access to drinking water; fertility rate; illiteracy rate; percentage of adolescent mothers; per capita income; and Gini coefficient.

RESULTS: Infant mortality rates in Northeast Brazil were reduced by 31.8%, during the period studied, slightly above the national average. However, in some states, such as Rio Grande do Norte, Bahia, Ceará and Alagoas, the reduction was more significant. This can be attributed to improvement in some indicators that are main determinants of infant mortality rate reduction: greater access to education, reduction of fertility rates, increased income, and access to drinking water.

CONCLUSIONS: Brazilian states that showed greater gains in access to drinking water, education, income and reduction of fertility rates were also the ones that achieved major reductions in mortality of children under a year of age.

DESCRIPTORS: Infant Mortality, trends. Socioeconomic Factors. Basic Sanitation. Health Inequalities. Ecological Studies.

INTRODUÇÃO

A taxa de mortalidade infantil representa o número de óbitos de menores de um ano de idade, por mil nascidos vivos, na população residente em determinado espaço geográfico, em determinado ano. É considerado um bom indicador da qualidade de vida e do status de saúde da população, por estimar o número de crianças que sobreviverão ao seu primeiro ano de vida. Altas taxas de mortalidade infantil estão relacionadas a baixos níveis socioeconômicos da população, quantificáveis por meio do acesso a serviços de saúde e saneamento, do nível de escolaridade da população, da renda per capita e do nível de desigualdade de renda.^a

O Brasil passou por mudanças nas últimas décadas do século XX, com ganhos econômicos significativos, mas quanto à realidade social, os números são ainda modestos: ocupa a 70ª posição no *ranking* de 2005 do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH).¹⁰

A taxa de mortalidade infantil reduziu de 47,5 para 30,6 entre 1990 e 2000, o que colocou o Brasil na 103ª posição entre os 177 países analisados pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD)^b quanto à menor taxa de mortalidade infantil (em 1970, ocupava a 87ª posição).¹⁰ A redução deve continuar

avancando para 19,8 em 2010, como um primeiro passo para atingir a Meta do Milênio (redução de dois terços em relação aos valores de 2000, até 2015).⁹

Embora tenha apresentado melhoras em seus indicadores sociais, o Brasil ostenta grandes disparidades regionais, principalmente no que se refere à Região Nordeste. As disparidades incluem as desigualdades raciais, pois crianças negras e índias são mais vulneráveis a mortalidade infantil, assim como as crianças residentes em favelas.¹² Isso pode ficar oculto nos índices de regiões mais desenvolvidas, como as grandes cidades da Região Sudeste e Sul. Mas não na Região Nordeste, que concentra 28,1% da população brasileira e sua participação no produto interno bruto é de apenas 13,1%; a expectativa de vida ao nascer é de 65,1 anos, abaixo da média brasileira (68,6).^c A taxa de mortalidade infantil de 47,3 é ainda mais dispar, cerca de 50% maior que a média nacional em 2000.⁹

Segundo dados do Ministério da Saúde, dos óbitos ocorridos em 2001 na Região Nordeste, 10,6% eram crianças menores de um ano de idade; das mortes por doenças infecciosas e parasitárias, 26,4% estavam nesta faixa etária.^d

^a Dados do World Bank. [citado 2008 ago 15] Disponível em: <http://www.worldbank.org/poverty/portuguese/strategies/srcbook/entn0319.pdf>

^b PNUD. Atlas de Desenvolvimento Humano. [citado 2008 ago 15] Disponível em <http://www.pnud.org.br/atlas>

^c Brasileiro VMM. Indicadores demográficos e sociais e econômicos do nordeste. Brasília: Consultoria Legislativa da Câmara dos Deputados; 2003.

^d Brasil. Ministério da Saúde. Anuário estatístico de saúde do Brasil 2001. Brasília; 2002.

A taxa de mortalidade infantil reflete o status da saúde e desenvolvimento socioeconômico da população, além da eficácia das políticas públicas para áreas de saúde, educação, saneamento, bem como geração e distribuição de renda.

Neste contexto, o presente estudo teve por objetivo analisar fatores determinantes do status de saúde em cada estado da Região Nordeste do Brasil, utilizando a taxa de mortalidade infantil como indicador. A justificativa é subsidiar empiricamente a elaboração de políticas públicas para a melhor gestão dos recursos públicos e redução da desigualdade em saúde.

MÉTODOS

Utilizou-se a base teórica desenvolvida por Grossman⁵ (1972), que modelou a demanda por cuidados de saúde, e dos estudos de Lavy et al⁷ (1996) e Rosero-Bixby et al¹¹ (2005). Apesar desses últimos terem sido formulados para nível individual e partindo da função de utilidade familiar, têm como objetivo analisar os status de saúde da população. Isso deu suporte a escolha das variáveis para elaboração do modelo econométrico, a partir de dados agregados por municípios da Região Nordeste do Brasil, apresentado na equação (1):

$$H_i = f(M_i, S_i, E_i) \quad (1)$$

onde o status de saúde (H) é dependente dos serviços e cuidados médicos (M) e dos serviços de saneamento e saúde pública (S) disponíveis no município, e do status socioeconômico da população (E) desta comunidade.

Os vetores da equação (1) podem ser especificados na equação (2), cujas variáveis foram apontadas na literatura como representativas, no caso de H_i , e determinantes do status de saúde de uma população, como os vetores M_i , S_i e E_i (Tabela 1).

$$H = f(md, gc, ae, ad, fc, al, rc, ig) \quad (2)$$

Para analisar o status de saúde (H), foi utilizada como *proxy* a taxa de mortalidade infantil, pois segundo Simões¹² (2002) esta taxa é usada para analisar variações geográficas e temporais da mortalidade infantil, na identificação de tendências e situações de desigualdade. Todavia esta variável possui suas limitações, como sub-registro em áreas de difícil acesso – principalmente áreas rurais das Regiões Norte e Nordeste.

A variável *md* capta a acessibilidade de cada comunidade aos serviços de saúde, mostrando a disparidade entre pequenos municípios em que o número de médicos é nulo e a concentração nos maiores centros urbanos (Lavy et al⁷ 1996 e Pannis & Lilard⁸ 1994). A variável *gc* capta também o acesso aos serviços públicos de saneamento.^{2,11} A variável *ae* representa as “condições sanitárias” da população que segundo Arrow² (1963), é uma variável mais significativa para a saúde, do que cuidados médicos (Tabela 1).

As variáveis *fc* e *ad* representam o “acesso a serviços de planejamento familiar”. Para representar o status socioeconômico da população, E_i na equação (1), a variável *al* é uma *proxy* para o nível de escolaridade, devido à impossibilidade de obtenção desses dados só

Tabela 1. Variáveis utilizadas no estudo de mortalidade infantil nos estados do Nordeste. 1991 e 2000.

Representação	Nome	Descrição
H	Taxa de mortalidade infantil	Número de óbitos de menores de um ano de idade, por mil nascidos vivos, na população residente em determinado espaço geográfico, no ano considerado.
md	Número de médicos residentes por mil habitantes	Razão entre o total de médicos residentes no município e o total de habitantes do mesmo, vezes mil.
gc	Gastos com saúde e saneamento per capita	Razão entre o somatório dos gastos com saúde e saneamento por município e o número total dos indivíduos residentes neste município - valores expressos em R\$.
ae	Acesso à água encanada	Percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada, proveniente de rede geral, de poço, de nascente ou de reservatório abastecido por água das chuvas ou carro-pipa.
ad	Percentual de adolescentes com filhos	Percentual de adolescentes do sexo feminino entre 15 a 17 anos de idade que tiveram filhos, estando os mesmos vivos ou não
fc	Taxa de fecundidade	Número médio de filhos que uma mulher teria ao completar o período reprodutivo
al	Taxa de analfabetismo	Percentual de pessoas acima de 15 anos de idade não alfabetizados
rc	Renda per capita	Razão entre o somatório da renda per capita de todos os indivíduos e o número total desses indivíduos com valores expressos em R\$
ig	Índice de Gini	Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de renda dos indivíduos segundo a renda domiciliar per capita, com valor variando de 0 - quando não há desigualdade - a 1, quando a desigualdade é máxima

para mulheres para esse tipo de agregação, como sugere a literatura. As variáveis, *rc*, e *ig* são usadas para representar o nível de renda per capita e sua desigualdade, respectivamente.

Os dados referentes às variáveis da equação (2) foram obtidas do “Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil”,^a do PNUD, que dispõe de dados de 1991 e 2000 para todos os municípios brasileiros. No entanto, como o objetivo é a análise dos estados da região Nordeste, utilizaram-se dados dos seguintes estados: Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe. Os dados sobre gastos públicos com saúde e saneamento foram extraídos do documento “Despesas Municipais por Função de Saúde e Saneamento” publicados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA^b) e correspondem apenas aos gastos federais, obtidos da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda.

Modelo econométrico

Para verificar impactos das políticas públicas sobre a taxa de mortalidade, analisou-se cada estado separadamente, uma vez que as políticas adotadas independentemente, em cada um deles, resultam em efeitos diferentes em termos de redução da mortalidade infantil. Utilizou-se para isso a metodologia de dados em painel, conforme modelo empírico apresentado na equação (2).

O uso de dados em painel deve-se à disponibilidade de dados de corte para todos os municípios brasileiros, mas poucos com série de tempo; além de ter como vantagem permitir desconsiderar e contrastar pressupostos que estão implícitos na análise de *cross-section*.¹

Fez-se uso de um modelo de painel equilibrado, ou seja, com o mesmo número de observações para cada unidade seccional, onde as unidades de *cross-section* ($i = 1, \dots, n$) possuem $n > 1$ e períodos ($t = 1, \dots, T$) $T > 1$ (Greene⁴ 2000, Johnston & Dinardo⁶ 2001 e Wooldridge¹³ 2001):

$$y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde y_{it} é o valor da variável dependente para a unidade i no instante t ; X_{it} é o valor da j -ésima variável explicativa para a unidade i no instante t (onde $h \in j = 1, \dots, K$); e ε_{it} o termo de erro para i -ésima unidade em t .

Em dados de painel, os modelos são caracterizados pelos seus ε_{it} , que são formados por um componente que varia com i , mas que permanece constante ao longo do tempo, podendo estar correlacionado com as variáveis explicativas, representado por α_i e um componente que varia não sistematicamente com i e t , representado por μ_{it} .

O efeito do α_i , quando não correlacionado com X_{it} , gera o chamado modelo de efeitos aleatórios (*EA*), e caso contrário o modelo de efeitos fixos (*EF*). O pressuposto de α_i não estar correlacionado com as variáveis explicativas é suficiente para que o estimador por mínimos quadrados ordinários seja não viesado. No entanto, quando o modelo apresentado é de *EA*, o método de mínimos quadrados generalizados produz estimativas mais eficientes de β .

O método permite a utilização de dois estimadores com diferentes propriedades: se os efeitos não estão correlacionados com as variáveis explicativas, o estimador de *EA* é consistente e eficiente, e neste caso o estimador de *EF* produzirá estimativa consistente, mas não eficiente. Porém se os efeitos estão correlacionados com as variáveis explicativas, o estimador de *EF* é consistente e eficiente, enquanto o de *EA* é não consistente. Com a realização do teste de Hausman, pode optar-se por uma ou outra especificação. A estatística deste teste terá, sob a hipótese nula que o estimador de *EA* é o mais apropriado, distribuição assintótica qui-quadrado com k (número de regressores) graus de liberdade. Foi utilizado para estimação o *software* Stata, versão 8.0.

Os coeficientes estimados para cada variável pela metodologia de dados em painel indicam variações na mortalidade infantil conforme a unidade da variável destacada. Por exemplo, se o coeficiente para *ae* for -0,3, indica que a variação positiva no percentual de pessoas com acesso a água encanada, de 1%, representa uma redução de 0,3 na taxa de mortalidade infantil.

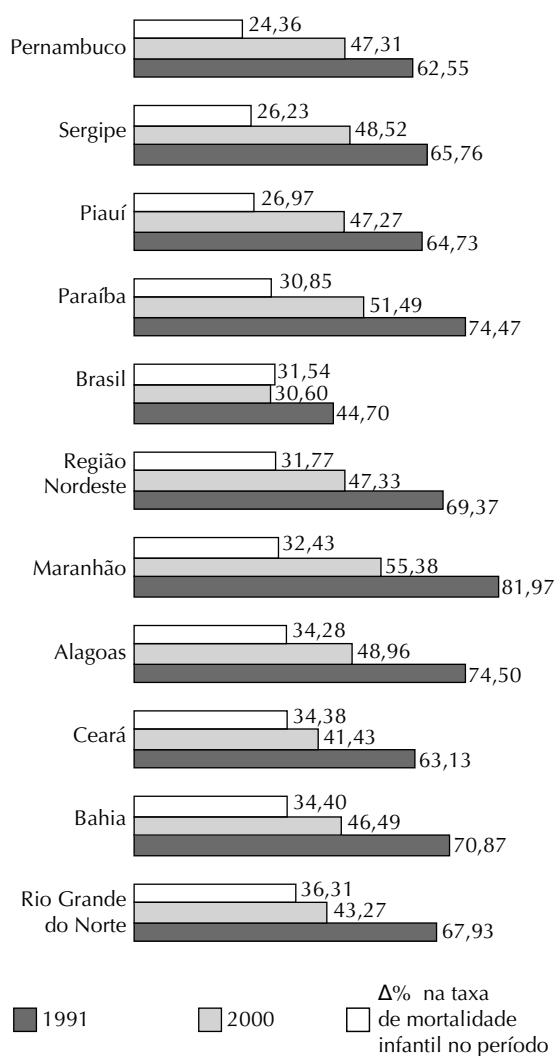
RESULTADOS

Durante o período 1991-2000, as taxas de mortalidade infantil na região Nordeste reduziram-se cerca de 31,8%, desempenho pouco superior ao apresentado para a média nacional. Os estados que apresentaram melhor desempenho foram Rio Grande do Norte, Bahia, Ceará e Alagoas. Enquanto isso, outros estados da região obtiveram redução inferior (em termos percentuais) a média brasileira (Figura).

O estado do Maranhão continuou apresentando a maior taxa de mortalidade infantil da Região e do Brasil, e seu desempenho na redução da taxa foi pouco superior ao apresentado pela Região Nordeste. O estado da Paraíba passou de terceira para segunda maior taxa de mortalidade infantil da região. Pernambuco perdeu sua posição de estado com menor taxa, devido a menor redução em relação a outros estados como Rio Grande do Norte e Ceará (Figura).

^a Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Atlas do Desenvolvimento Humano. [citado 2002 abr 01] Disponível em: <http://www.pnud.org.br/atlas/>

^b IPEADATA. Dados Regionais. Finanças públicas. Nível: Municípios. [citado 2002 abr 01] Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>



Nota: Apresentação em ordem crescente segundo a variação ($\Delta\%$) da taxa de mortalidade infantil no período.

Figura. Taxa de mortalidade infantil e variação percentual. Brasil e Região Nordeste, 1991 e 2000.

Os diferentes desempenhos na redução da mortalidade infantil nos estados da Região Nordeste do Brasil devem-se a diferentes políticas aplicadas em cada um deles, o que pode ser constatado por seus indicadores (Tabela 2). Essa diferença gerou a necessidade de utilizar uma metodologia mais robusta para análise dos resultados em cada estado. Os resultados da estimação por dados em painel para cada estado indicam que na maioria dos estados o melhor modelo é o de *EF*, o que indica que características locais dos municípios, não captadas no modelo por meio de variáveis explicativas, estão correlacionadas com as variáveis explicativas do modelo. Por exemplo, locais onde as estiagens são maiores (variável não captada) pode estar correlacionada ao acesso a água encanada e educação, além da relação com a renda per capita (Tabela 3).

A variável de “acesso à água encanada” foi significativa estatisticamente para os estados da Bahia, Ceará, Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte. A variável de “acesso à educação” foi significativa para a redução da mortalidade infantil em todos os estados, enquanto as variáveis de “taxa de fecundidade” só não foi significativa para o estado de Pernambuco e de “renda per capita”, para Alagoas e Sergipe (Tabela 3).

Um aumento de 10% no acesso a água encanada resultou na redução da taxa de mortalidade de cerca de 1,6 (para os estados da Bahia, Piauí e Rio Grande do Norte) a 2,9 (no estado do Maranhão) para cada 1000 crianças de menos de 1 ano de idade. No caso da redução da taxa de fecundidade, de ‘um filho para cada mãe’ representou uma redução de 8 óbitos em Alagoas e 3,5 óbitos no caso do Piauí, para cada 1000 crianças de menos de 1 ano de idade. O maior acesso à educação foi significativo para a redução da mortalidade infantil em todos os estados: uma redução de 10% no índice de analfabetismo reduziu a taxa de mortalidade em 10, no caso do Ceará, ou em 5, no caso do Maranhão (Tabela 3).

Resumidamente, os estados que tiveram “ganhos” mais significativos no acesso à água encanada (*ae*), redução das taxas de fecundidade (*fc*) e analfabetismo (*al*) e renda per capita (*rc*), foram os que apresentaram maior redução nas taxas de mortalidade infantil: Rio Grande do Norte, Bahia, Ceará e Alagoas (Tabela 4).

DISCUSSÃO

A taxa de mortalidade na Região Nordeste Brasil para o ano de 2000 era de 47,3, uma taxa alta para os padrões do Ministério da Saúde e Organização Mundial da Saúde; caracterizam, em sua maioria, óbitos pós-neonatais, que ocorrem geralmente devido ao baixo desenvolvimento econômico e social das populações (Figura e Tabela 2).

A despeito das limitações do modelo e das variáveis testadas, o presente estudo corrobora a literatura e indica que melhores condições socioeconômicas são fatores de impacto importantes na melhora do status de saúde de uma população. O uso de dados agregados por municípios, e não dados de indivíduos, limita os resultados do estudo. Porém, a inexistência de dados com as características desejadas faz com que seja necessário utilizar alternativas, principalmente para a região em destaque, inclusive estimulando entidades responsáveis a gerá-los para seu uso e da sociedade.

Os dados referem-se a apenas dois períodos para análise, uma vez que não foi possível utilizar dados para períodos anteriores devido à mudança de método de cálculo das variáveis pelo PNUD. Além disso, o PNUD utiliza dados dos censos demográficos realizados decenalmente pelo IBGE. Os dados de gastos com saúde e saneamento, apesar de disponibilizados para cada ano,

Tabela 2. Indicadores de saúde e socioeconômicos dos estados segundo ano. Região Nordeste, 1991 e 2000.

Estado	População total		Taxa de urbanização		% da população com menos de 1 ano		Taxa de mortalidade infantil		Taxa de fecundidade		% de pessoas de 15 anos ou mais analfabetas	
	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000
Alagoas	2,514,102	2,822,621	0,589	0,680	0,026	0,023	74,497	48,957	4,12	3,14	45,316	31,911
Bahia	11,867,996	13,070,250	0,591	0,671	0,023	0,020	70,870	46,489	3,66	2,50	35,299	22,086
Ceará	6,366,651	7,430,661	0,654	0,715	0,024	0,021	63,133	41,431	3,72	2,84	37,377	24,970
Maranhão	4,930,275	5,651,475	0,400	0,595	0,029	0,025	81,970	55,384	4,74	3,2	41,435	27,136
Paraíba	3,201,133	3,443,825	0,641	0,711	0,024	0,019	74,467	51,492	3,78	2,54	41,724	28,248
Pernambuco	7,127,859	7,918,344	0,709	0,765	0,023	0,020	62,551	47,313	3,31	2,48	34,344	23,064
Piauí	2,582,178	2,843,278	0,529	0,629	0,025	0,020	64,728	47,269	3,83	2,67	41,672	29,169
Rio Grande do Norte	2,415,571	2,776,782	0,691	0,733	0,023	0,020	67,931	43,268	3,41	2,54	36,32	23,907
Sergipe	1,491,878	1,784,475	0,672	0,714	0,025	0,022	65,764	48,515	3,64	2,74	35,996	23,853
Estado	Renda per capita		Índice de Gini		% de pessoas que vivem em domicílios com água encanada		Nº de médicos residentes por mil habitantes		% adolescentes do sexo feminino entre 15 e 17 anos com filhos		Gastos com saúde e saneamento per capita	
	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000
Alagoas	109,13	139,91	0,625	0,691	47,083	62,027	0,759	0,851	6,934	10,431	12,73	43,77
Bahia	119,71	160,19	0,664	0,669	45,377	60,276	0,545	0,635	4,764	8,410	9,41	29,06
Ceará	113,85	156,24	0,654	0,675	39,964	59,538	0,519	0,602	5,313	8,631	16,44	41,63
Maranhão	80,42	110,37	0,599	0,659	24,736	32,826	0,309	0,308	8,942	12,418	10,88	31,39
Paraíba	101,07	150,22	0,634	0,646	51,678	66,513	0,685	0,801	4,853	8,019	9,24	35,78
Pernambuco	141,36	183,76	0,654	0,673	56,485	67,22	0,753	0,866	5,877	8,571	10,65	24,44
Piauí	87,12	129,02	0,636	0,661	33,988	48,06	0,460	0,518	4,518	8,541	11,51	24,98
Rio Grande do Norte	125,09	176,21	0,628	0,657	48,811	67,675	0,645	0,843	6,465	9,057	13,60	39,48
Sergipe	127,46	163,50	0,627	0,658	59,493	71,506	0,540	0,817	6,778	9,129	14,72	19,64

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda. Dados disponíveis em Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Atlas do Desenvolvimento Humano. [citado 2002 abr 01] Disponível em: <http://www.pnud.org.br/atlas/>;
 IPEADATA.Dados Regionais. Finanças públicas. Nível: Municípios. [citado 2002 abr 01] Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>

agregam duas contas distintas “saúde” e “saneamento” na rubrica federal e não são disponíveis os gastos estaduais e municipais para todos os municípios.

Contudo, a metodologia de dados em painel corrige problemas de características próprias à região e que não são captadas na forma de variáveis explicativas (mas que aqui puderam ser captadas no componente de erro que varia para cada município, permanecendo

constante ao longo do tempo) como a distância até cidades maiores que possuem melhor atendimento de saúde e a presença de estiagem em determinadas áreas da Região Nordeste, responsáveis pelas condições socioeconômicas da região.

A variável “número de médicos por mil habitantes”, apesar de significativa estatisticamente para alguns estados, apresentou resultado diferentes do esperado.

Tabela 3. Resultados da estimação por dados em painel para a Região Nordeste. 1991 e 2000.

Variável	Alagoas				Bahia				Ceará			
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p
Constante	35,503	0,134	27,396	0,101	38,309	0,000	33,503	0,000	38,015	0,000	36,325	0,000
md	0,316	0,948	3,585	0,315	2,269	0,166	3,262	0,043	4,895	0,037	7,240	0,001
gc	-0,102	0,154	-0,196	0,000	-0,050	0,075	-0,084	0,002	0,021	0,393	-0,006	0,804
ae	-0,276	0,038	-0,114	0,172	-0,164	0,001	-0,139	0,000	-0,242	0,000	-0,176	0,000
ad	0,066	0,811	-0,240	0,252	-0,311	0,017	-0,180	0,123	-0,162	0,315	-0,308	0,033
fc	5,903	0,002	8,111	0,000	3,484	0,000	6,226	0,000	1,347	0,118	2,656	0,000
al	0,790	0,002	0,557	0,001	0,784	0,000	0,563	0,000	0,967	0,000	0,870	0,000
rc	-0,086	0,655	0,122	0,305	-0,218	0,000	-0,051	0,227	-0,195	0,013	-0,084	0,186
ig	-33,603	0,093	-32,593	0,015	-2,122	0,769	-11,814	0,096	-19,320	0,046	-26,806	0,001
R² within	0,841		0,827		0,856		0,844		0,903		0,898	
R² between	0,312		0,361		0,071		0,092		0,210		0,209	
R² overall	0,562		0,630		0,331		0,376		0,512		0,535	
F (8,93)	61,34		-		302,24		-		205,69		-	
Teste Wald	-		508,23		-		1932,44		-		1480,67	
N°. Observações	202				830				368			
Teste Hausman	13,84 (0,086)				224,30 (0,000)				27,58 (0,001)			

Variável	Maranhão				Paraíba				Pernambuco			
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
	Coef,	Valor-p	Coef,	Valor-p	Coef,	Valor-p	Coef,	Valor-p	Coef,	Valor-p	Coef,	Valor-p
Constante	55,275	0,000	70,704	0,000	34,613	0,021	45,135	0,000	7,613	0,385	0,250	0,973
md	0,726	0,826	4,841	0,077	1,521	0,584	4,626	0,033	0,829	0,781	1,008	0,652
gc	-0,034	0,371	-0,038	0,252	-0,026	0,302	-0,030	0,161	-0,056	0,078	-0,042	0,138
ae	-0,291	0,013	-0,016	0,839	-0,072	0,286	-0,101	0,018	0,131	0,122	0,024	0,531
ad	-0,239	0,145	-0,204	0,104	0,0276	0,901	0,214	0,211	0,031	0,861	0,217	0,149
fc	5,742	0,000	4,482	0,000	4,657	0,000	5,976	0,000	0,984	0,326	0,952	0,254
al	0,457	0,000	0,488	0,000	0,910	0,000	0,693	0,000	0,911	0,000	1,121	0,000
rc	-0,212	0,027	-0,235	0,001	-0,170	0,042	-0,127	0,052	-0,094	0,027	-0,069	0,042
ig	-5,657	0,667	-32,133	0,002	-26,308	0,135	-40,635	0,002	29,064	0,009	29,818	0,001
R² within	0,819		0,806		0,835		0,831		0,761		0,756	
R² between	0,276		0,315		0,370		0,395		0,559		0,575	
R² overall	0,534		0,578		0,584		0,602		0,586		0,610	
F (8,93)	117,85		-		136,80		-		70,53		-	
Teste Wald	-		970,10		-		1195,49		-		795,20	
N°. Observações	434				446				370			
Teste Hausman	27,62 (0,001)				29,87 (0,000)				12,53 (0,129)			

Continua

Continuação Tabela 3

Variável	Piauí				Rio Grande do Norte				Sergipe			
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p
Constante	52,994	0,000	44,314	0,000	32,871	0,016	58,792	0,000	47,072	0,024	28,864	0,082
<i>md</i>	2,099	0,469	6,111	0,016	0,355	0,896	3,498	0,150	2,163	0,699	7,562	0,103
<i>gc</i>	-0,014	0,632	-0,008	0,774	0,045	0,066	0,003	0,882	-0,061	0,163	-0,040	0,316
<i>ae</i>	-0,162	0,004	-0,125	0,006	-0,098	0,069	-0,154	0,000	-0,072	0,528	0,014	0,872
<i>ad</i>	-0,308	0,071	-0,271	0,053	-0,329	0,069	-0,410	0,007	-0,190	0,481	-0,066	0,775
<i>fc</i>	3,406	0,000	3,612	0,000	3,882	0,001	4,442	0,000	3,380	0,133	5,431	0,000
<i>al</i>	0,362	0,002	0,457	0,000	1,097	0,000	0,796	0,000	0,681	0,000	0,666	0,000
<i>rc</i>	-0,314	0,001	-0,257	0,000	-0,291	0,000	-0,134	0,031	-0,252	0,083	-0,147	0,151
<i>ig</i>	-5,319	0,631	-4,873	0,617	-20,681	0,153	-55,232	0,000	-13,554	0,574	-14,383	0,485
R ² within	0,808		0,804		0,910		0,899		0,819		0,808	
R ² between	0,377		0,408		0,351		0,376		0,262		0,320	
R ² overall	0,529		0,548		0,599		0,644		0,464		0,516	
F (8,93)	112,19		-		198,49		-		37,81		-	
Teste Wald	-		1022,18		-		1445,01		-		325,93	
Nº. Observações			442				332				150	
Teste Hausman	33,94 (0,000)				56,36 (0,000)				11,55 (0,172)			

Isso sugere que possa não ser uma boa *proxy* para “cuidados médicos”, devido à concentração de médicos e de unidades de cuidados especiais em municípios maiores e ausência até mesmo de cuidados básicos em municípios pequenos.

A variável de “percentual de mulheres jovens com filhos” não apresentou significância estatística na maioria dos estados, indicando que o fato das mães serem adolescentes não interfere na probabilidade de sobrevivência da criança, diferentemente do que ocorre na

Malásia, conforme o estudo de Panis & Lillard⁸ (1994). O mesmo ocorreu com a variável referente a gastos com saúde e saneamento per capita, que foi estatisticamente significativa apenas para os estados de Alagoas e Bahia, tendo coeficiente de magnitude maior no primeiro caso. Isso pode ser atribuído ao fato que o estado de Alagoas teve acréscimo de cerca de 243% em seus gastos com saúde e saneamento por habitante (Tabelas 2 e 3).

Os resultados apresentados evidenciaram que maiores níveis de acesso à água tratada e saneamento, como

Tabela 4. Resumo das principais variáveis determinantes da mortalidade infantil segundo estado. Região Nordeste, 1991 e 2000.

Efeito	Alagoas	Bahia	Ceará	Maranhão	Paraíba	Pernambuco	Piauí	Rio Grande do Norte	Sergipe
Fixo		X	X	X	X		X	X	
Aleatório	X					X			X
<i>md</i>									
<i>gc</i>	X								
<i>ae</i>		X	X	X			X	X	
<i>ad</i>		X*							
<i>fc</i>	X	X		X	X		X	X	X
<i>al</i>	X	X	X	X	X	X	X	X	X
<i>rc</i>		X	X	X	X	X	X	X	
<i>ig</i>	X*		X*			X			

Nota: “X” indica coeficiente significativo estatisticamente a 5%, porém * indica que o coeficiente apesar de significativo estatisticamente apresenta sinal diferente do esperado.

já discutido em Arrow² (1963) e Galiani et al³ (2005), é um dos principais redutores da taxa de mortalidade infantil. Assim como aumento da escolaridade e da renda per capita, a redução na taxa de fecundidade foi significativa para a redução da mortalidade infantil na maioria dos estados analisados.

Portanto, com base nos resultados, infere-se que políticas públicas de inclusão social, como acesso a saneamento, educação, programas de planejamento familiar, e de aumento da renda são os meios mais eficazes de reduzir as taxas de mortalidade infantil, e assim melhorar o status de saúde e o bem-estar de toda a população.

REFERÊNCIAS

1. Arellano M, Bover O. La econometria de datos de panel. *Invest Econ*. 1990;14(1):3-45.
2. Arrow K. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *Am Econ Rev*. 1963;53(5):941-73.
3. Galiani S, Gertler P, Scharfrodsky E. Water for life: the impact of the privatization of water supply on child mortality. *J Polit Econ*. 2005;113(1):83-120. DOI: 10.1086/426041.
4. Greene WH. Econometric analysis. 4. ed. Prentice-Hall; 2000.
5. Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health. *J Polit Econ*. 1972;80(2):223-55. DOI: 10.1086/259880.
6. Johnston J, Dinardo J. Métodos econométricos. 4 ed. McGrawHill; 2001.
7. Lavy V, Strauss J, Thomas D, Vreyer P. Quality of health care, survival and health outcomes in Ghana. *J Health Econ*. 1996;15(3):333-57. DOI: 10.1016/0167-6296(95)00021-6.
8. Panis CWA, Lillard LA. Health inputs and child mortality: Malaysia. *J Health Econ*. 1994;13(4):455-89. DOI: 10.1016/0167-6296(94)90013-2.
9. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Relatório do Desenvolvimento Humano 2003: Objectivos de Desenvolvimento do Milénio: Um pacto entre nações para eliminar a pobreza humana. Lisboa; 2003.
10. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Relatório do Desenvolvimento Humano 2007/2008: Combater as alterações climáticas: Solidariedade humana num mundo dividido. Coimbra: Almedina; 2007.
11. Rosero-Bixby L, Dow WH, Laclé A. Insurance and other determinants of elderly longevity in a Costa Rican panel. *J Biosoc Sci*. 2005;37(6):705-20.
12. Simões CCS. Perfil de saúde e de mortalidade no Brasil: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos. Brasília: OPAS/OMS; 2002.
13. Wooldridge J. Econometric analysis of cross section and panel data. Massachusetts: MIT Press; 2001.

Artigo baseado na dissertação de mestrado de TRV Sousa, apresentada à Universidade Federal da Paraíba em 2005. TRV Sousa foi apoiada pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes; bolsa de mestrado).