

# SAÚDE E SANEAMENTO NO BRASIL

Mário Jorge Cardoso de Mendonça\*

Ronaldo Seroa da Motta\*\*

Foi significativa ao longo das últimas duas décadas, no Brasil, a redução da mortalidade infantil associada às doenças de veiculação hídrica. Usando um modelo de estrutura epidemiológica, nosso estudo demonstra que essa redução foi alcançada com a melhoria na cobertura dos serviços de saneamento e também devido ao acesso aos serviços de educação e saúde. Com base nos resultados econométricos estimamos, para cada tipo de serviço, o custo médio de salvar uma vida. Considerando-se esses custos, a contínua redução do analfabetismo garante a alternativa mais barata para baixar mais ainda a incidência desse tipo de mortalidade. Por outro lado, gastos defensivos de saúde apresentam custos quase equivalentes aos respectivos custos relacionados com a expansão dos serviços de saneamento, quando se trata da mesma magnitude de redução dessa taxa de mortalidade.

## 1 INTRODUÇÃO

A importância dos serviços da água tratada e de esgoto na saúde das pessoas e no seu bem-estar é vastamente reconhecida. Os serviços de saneamento básico são essenciais à vida, com fortes impactos sobre a saúde da população e o meio ambiente. Se entendermos a demanda por saneamento básico como uma demanda por insumos que melhoram a qualidade de vida do indivíduo, teremos uma ampla literatura que trabalha com esse tema (LEIBOWITZ; FRIEDMAN, 1979; NOCERA; ZWEIFEL, 1998, *inter alia*). Mais recentemente, Person (2002) analisou as implicações sobre o bem-estar geradas por mudanças nos preços de insumos dos serviços de saneamento enquanto Jalan e Ravallion (2003) analisaram o impacto sobre a saúde na infância no meio rural indiano.

Parte da população brasileira reside em locais onde as condições de saneamento ainda são precárias. Devido à falta de saneamento e às condições mínimas de higiene, a população fica sujeita a diversos tipos de enfermidades. A literatura sobre saúde indica claramente que a falta de condições adequadas de saneamento no que se refere a água e esgotamento sanitário é uma das principais causas da mortalidade na infância. Seroa da Motta e Rezende (1999), Seroa da Motta *et al.* (1994) e Kassouf (1994) demonstram o efeito do saneamento sobre a saúde da população brasileira na década de 1980, em estudos cujos resultados foram corroborados em trabalho recente de Alves e Belluzzo (2004).

---

\* Coordenador-adjunto de Finanças Públicas da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea.

\*\* Diretor da Agência Nacional de Aviação Civil.

O objetivo deste estudo é estimar um modelo econométrico utilizando técnicas de painel que correlaciona indicadores de saúde com indicadores de saneamento para o período 1981-2001. Um procedimento clássico para a análise desse tipo de problema deriva do uso da chamada função “dose-resposta”, que permite obter uma relação entre os casos de mortalidade e as condições de saneamento. Esses modelos consideram, ainda, as variáveis não diretamente relacionadas ao saneamento, mas que também podem exercer influência sobre a mortalidade, como é o caso dos serviços de educação e saúde.

Assim, controlando por outros determinantes, poderemos comparar os gastos preventivos com os gastos em saneamento para uma redução equivalente na incidência de doenças de veiculação hídrica.

A contribuição deste estudo em relação aos anteriores realizados no Brasil, citados acima, é, primeiro, desenvolver uma análise extensiva com base no modelo de dados de painel para os estados brasileiros; a metodologia de dados em painel permite considerar de modo mais eficiente o efeito específico dos estados nas variáveis não observadas; segundo, ao cobrir um longo período, de 1981 a 2001, o presente estudo contempla inúmeras mudanças nas políticas de saúde e saneamento; terceiro, e o mais original, ele permite comparar o custo efetividade da provisão adequada dos serviços de saneamento em relação à provisão dos serviços de educação e saúde, os quais igualmente afetam a taxa de mortalidade infantil.

Além desta introdução, correspondente à seção 1, este trabalho se compõe de mais cinco partes. A seção 2 apresenta a evolução dos indicadores de saneamento e mortalidade infantil no Brasil nas últimas duas décadas; a seção seguinte identifica o modelo econométrico e a base de dados utilizada; a seção 4 apresenta os resultados econométricos; com base nestes, a seção 5 apresenta as estimativas de custo efetividade de cada opção de serviços que reduzem a mortalidade infantil; a última seção resume as principais conclusões.

## 2 ASPECTOS GERAIS DA SAÚDE E DO SANEAMENTO NO BRASIL

Como já foi mencionado anteriormente, o déficit de saneamento básico gera uma forma importante de externalidade negativa ao sistema econômico no que se refere aos danos causados à saúde humana. De acordo com a literatura, entre as principais doenças relacionadas à poluição hídrica doméstica e à falta de condições adequadas de esgotamento sanitário, podem-se destacar: cólera, infecções gastrointestinais, febre tifóide, poliomielite, amebíase, esquistossomose e shigelose (ver SEROA DA MOTTA *et al.*, 1994).

A seguir apresentaremos uma descrição do saneamento e do quadro geral de doenças geradas pela falta de provisão adequada desse serviço no Brasil.

## 2.1 Indicadores de saneamento básico no Brasil

A evolução da cobertura dos serviços de saneamento no Brasil desde os anos 1970 foi significativa, como mostra a tabela 1. Nos últimos 30 anos estenderam-se os serviços de água a 90% da população urbana, equivalente a mais de 30 milhões de domicílios. Na coleta de esgoto triplicou-se a cobertura para 56%, cobrindo quase 20 milhões de famílias.<sup>1</sup> O índice de cobertura de água no Brasil é maior que em muitos países latino-americanos e até que em alguns países desenvolvidos (ver SEROA DA MOTTA; AVERBURG, 2002).

O país, entretanto, é ainda incipiente, em termos internacionais, no tratamento de esgoto. E nas áreas rurais a cobertura continua muito pequena, tal como mostram os dados da tabela 1.

A despeito de todo esse crescimento na cobertura dos serviços de água, o acesso das camadas mais pobres da população é ainda muito abaixo daquele usufruído pelos mais ricos. A tabela 2 mostra que as famílias com renda acima de 10 salários mínimos (SMs) têm cobertura de água 50% maior, enquanto no caso da coleta de esgoto a diferença chega a quase 100%.

Dessa forma, as estimativas das necessidades de saneamento no Brasil sugerem um esforço de investimento ainda bastante significativo. Para atingir metas razoáveis de cobertura de serviço nos próximos 20 anos estimou-se um montante de investimentos da ordem de US\$ 60 bilhões. Isso significaria uma taxa de inversão anual de 0,5% do PIB no período, nível observado nos anos 1970.<sup>2</sup>

TABELA 1  
**Brasil – cobertura de serviços de saneamento (1970-2000)**  
(Em % total da população)

	1970	1980	1990	2000
Serviço de água tratada				
Urbano – rede	60,5	79,2	86,3	89,8
Rural – rede	2,6	5,1	9,3	18,1
Coleta de esgoto				
Urbano – rede	22,2	37,0	47,9	56,0
Urbano – fossa séptica*	25,3	23,0	20,9	16,0
Rural – rede	0,5	1,4	3,7	3,3
Rural – fossa séptica	3,2	7,2	14,4	9,6

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Censos Demográficos de 1970, 1980, 1990 e 2000.

Obs.:\* Tanques rudimentares não incluídos.

1. Estudos confirmam que tal aumento de cobertura resultou em significativas reduções na incidência de doenças de veiculação hídrica (ver SEROA DA MOTTA; REZENDE, 1999; SEROA DA MOTTA *et al.*, 1994).

2. Para uma análise da evolução dos investimentos no setor, ver Seroa da Motta e Moreira (2004).

TABELA 2

**Brasil – cobertura de serviços de saneamento por classe de renda (2000)**

(Em % total de domicílios)

	Brasil	Até 2 SMs	2-5 SMs	5-10 SMs	> 10 SMs
Água tratada	77,8	67,4	86,1	91,1	92,6
Coleta de esgoto	47,2	32,4	55,6	67,1	75,9

Fonte: IBGE, Censo Demográfico de 2000.

**2.2 Doenças de veiculação hídrica no Brasil**

Conforme já mencionado, as doenças geralmente aceitas como associadas à inadequação das condições de saneamento são cólera, infecções gastrointestinais, febre tifóide, poliomielite, amebíase, esquistossomose e shigelose (ver SEROA DA MOTTA; REZENDE, 1999). Cólera, shigelose e febre tifóide são tipos específicos de infecções gastrointestinais. Portanto, o número de casos associados a cólera, shigelose ou febre tifóide deve ser separado do total de casos por infecções gastrointestinais. A poliomielite foi erradicada no Brasil na década de 1990.

Esquistossomose é uma endemia regional no Brasil, ou seja, não ocorre em todos os lugares. É mais comum no Nordeste que no Sudeste, onde a unidade da federação (UF) mais acometida é Minas Gerais, e é quase inexistente no Sul. Cólera é pandêmico e só se registram casos, em geral, na vigência de pandemia, tal como ocorreu em 1992. Amebíase é uma protozoose intestinal praticamente inexistente no país; em geral, os casos que ocorrem são importados de outros países da América Latina, especialmente América Central. Em suma, a incidência das infecções gastrointestinais prevalece majoritariamente nesse grupo de doenças.<sup>3</sup> A tabela 3 apresenta indicadores de casos dessas doenças, associados à mortalidade e à morbidade, extraídos do Datasus, o serviço de informação do Ministério da Saúde (<http://tabnet.datasus.gov.br>).

A comparação do número de casos de mortes por idade no tempo deve considerar a evolução da distribuição etária da população, pois se uma doença recai sobre uma faixa de idade específica e a distribuição etária se altera ao longo do período, apenas a normalização pelo total de habitantes para cada faixa levará a análise comparativa naturalmente a um resultado distorcido. Para tal, se utiliza a técnica de *padronização da população*, que consiste em corrigir o indicador pela razão entre os percentuais da população para certa faixa etária referentes a dois períodos distintos.

A tabela 3 apresenta, assim, a evolução da taxa padronizada de mortalidade por doenças relacionadas à falta de condições adequadas de saneamento por região.

3. Nem todos os casos dessas doenças têm seus diagnósticos registrados com acuidade. Por exemplo, pode haver shigelose informada como "diarréia não especificada". Há ainda o sub-registro, especialmente nas regiões Norte e Nordeste.

Conforme pode ser visto na tabela referida, existe uma redução bastante efetiva nos números relacionados à mortalidade infantil. De 1980 a 1990, houve uma redução de mais de 50% na taxa de mortalidade; enquanto no período 1990-2000, a redução chegou perto de 80%.

TABELA 3  
**Evolução da taxa de mortalidade padronizada\***

Por região e faixa etária	1980	1990	2000	1980-1990	Variação 1990-2000
De 0 a 4 anos					
Norte	2,41	1,12	0,13	-53,53	-88,39
Nordeste	2,34	0,74	0,18	-68,38	-75,68
Sudeste	2,08	0,52	0,06	-75,00	-88,46
Sul	1,18	0,49	0,06	-58,47	-87,76
Centro-Oeste	1,21	0,40	0,09	-66,94	-77,50
Total	2,01	0,63	0,11	-68,66	-82,54
De 15 a 64 anos					
Norte	0,04	0,02	0,01	-50,00	-50,00
Nordeste	0,02	0,02	0,01	0,00	-50,00
Sudeste	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00
Sul	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00
Centro-Oeste	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00
Total	0,02	0,02	0,01	0,00	-50,00
Acima de 65 anos					
Norte	0,54	0,58	0,27	7,41	-53,45
Nordeste	0,34	0,45	0,30	0,32	-0,33
Sudeste	0,34	0,38	0,21	0,12	-0,45
Sul	0,27	0,34	0,27	0,26	-0,21
Centro-Oeste	0,32	0,43	0,29	0,34	-0,33
Total	0,34	0,41	0,25	0,21	-0,39

Fonte: Datasus/Ministério da Saúde.

Obs.: \* Por mil habitantes de cada faixa etária. Base: 1980.

No que se refere aos idosos, o período 1980-1990 mostra um avanço na taxa de mortalidade, enquanto de 1990 a 2000 essa taxa decresce muito pouco nessa faixa etária. Somente a região Norte apresenta um efetivo declínio na mortalidade no período. Em relação às pessoas entre 15 e 64 anos, não houve variação na taxa no período 1980-1990, excetuando-se o caso da região Norte, que mostrou um declínio significativo desse indicador. De 1990 a 2000, a queda na mortalidade abrangeu também a região Nordeste, ficando a variação na taxa inalterada para as outras regiões do país.

### 3 IDENTIFICAÇÃO DO MODELO ECONÔMETRICO

Nosso modelo pretende isolar a contribuição da melhoria de acesso a serviços de saneamento nas variações dos indicadores de mortalidade associada a doenças de

veiculação hídrica. Assim, seguindo a literatura sobre funções epidemiológicas para estimativas do custo econômico da saúde<sup>4</sup> – vamos correlacionar a incidência de mortalidade com os indicadores de saneamento e os de outras variáveis que se supõe estarem relacionadas com a taxa de mortalidade, tais como os serviços de educação e saúde.

Nosso modelo será estimado com base na estrutura de painel, com dados estaduais para o período 1981-2001. O modelo pode ser expresso da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha + \beta S_{it} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

onde:

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

$Y_{it}$  representa a taxa de mortalidade por doenças relacionadas às condições inadequadas de saneamento para o estado  $i$  no ano  $t$ ;  $S_{it}$  representa o vetor de variáveis ligadas ao saneamento; e  $X_{it}$  é o vetor de variáveis do modelo não associadas ao saneamento.

Como pode ser visto numa estrutura básica do modelo de dados em painel, o distúrbio  $\varepsilon_{it}$  é formado por dois componentes,  $\alpha_i$  é um termo estocástico inerente às unidades individuais de forma que  $\alpha_i \sim (0, \sigma_\alpha^2)$ , que se denomina efeito individual, enquanto  $u_{it}$  é um distúrbio estocástico, tal que  $u_{it} \sim (0, \sigma_u^2)$  (ver BALTAGI, 1995; HSIAO, 2003). Temos ainda que  $E[u_{it} \alpha_i] = 0$  e  $E[u_{it} x_{it}] = 0$ .

O efeito individual  $\alpha_i$ , próprio das unidades, pode ou não ser correlacionado com o vetor de variáveis explicativas  $x_{it}$ . A existência de correlação entre o efeito individual e os regressores pode ser detectada por meio da aplicação do teste de Hausman (GREENE, 1993), cuja hipótese nula é de não correlação entre  $\alpha_i$  e as variáveis explicativas do modelo. No caso de haver correlação, a estimação deve ser feita a partir do estimador de efeito fixo Least Square Dummy Variable (LSDV), do contrário o estimador de efeito aleatório é o mais apropriado (HSIAO, 2003).

Alternativamente, vamos aplicar também um modelo simples de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em *pooling* para todos os anos usando a mesma identificação acima no caso de painel.

4. Ver trabalhos seminiais de Ostro (1983, 1987) e os já realizados para o Brasil em Seroa da Motta e Rezende (1999); Seroa da Motta *et al.* (1994); Seroa da Motta e Mendes (1995); e Mendonça, Sachsida e Loureiro (2004).

A variável dependente  $Y_{ii}$  é a taxa de mortalidade definida como a razão entre o número de casos de mortes pela população, ambos os fatores referentes à faixa etária com que se irá trabalhar. As variáveis de saneamento são separadas em serviços de água tratada e serviços de coleta de esgoto. Tal como aparece em outros trabalhos, utilizaremos aqui como variáveis representativas da escala de saneamento os percentuais da população atendida por condições adequadas de água (ÁGUA) e esgotamento sanitário (ESGOTO).

As variáveis que permitem captar influências exógenas sobre a ocorrência de mortes não diretamente associadas ao saneamento seriam: escolaridade (ESCOL); taxa de urbanização (URB); gastos públicos com saúde (GSAUDE) e o número de leitos da rede hospitalar (LEITOS).

Sabe-se a partir dos estudos ligados a retorno em educação que existe uma forte relação entre renda e escolaridade (SACHSIDA; LOUREIRO; MENDONÇA, 2004) e que a existência de condições adequadas de saneamento está fortemente ligada à renda do indivíduo (MENDONÇA; SACHSIDA; LOUREIRO, 2004). Logo essas variáveis representam indicadores de renda. Da mesma forma, gastos com saúde e número de leitos hospitalares vão aproximar-se de uma medida de renda dos estados.

Os dados de gastos de saúde e leitos foram utilizados nos seus valores totais, embora pudesse parecer mais recomendável que fossem inseridos em seu equivalente *per capita*. Ocorre que o mais apropriado nesse caso é entrar com tais variáveis no nível, isto é, sem normalizar, de forma a minimizar o efeito escala. Esse efeito seria ampliado com os valores *per capita* se dois municípios, por exemplo, com o mesmo gasto ou o mesmo número de leitos *per capita* apresentassem, contudo, valores totais bastante distintos e, portanto, capacidade de serviço distinta também.

Estimaremos o modelo concentrando-nos apenas no modelo relacionado à mortalidade infantil (0 a 4 anos) e usaremos a escolaridade da mãe com idade igual ou acima de 25 anos (ESCOLM25) pelo fato de a criança estar necessariamente atrelada aos cuidados maternos. Tendo em vista o fenômeno mais recente do aumento de caso de gravidez em adolescentes (ver, por exemplo, CASTRO; ABRAMOVAY; SILVA, 2004), seria mais correto utilizar a escolaridade da mulher para idade a partir dos 15 anos. Como essa variável de escolaridade não está disponível, usaremos como *proxy* a taxa de analfabetismo para mulheres com idade igual ou acima de 15 anos (ANALFM15).

Conforme já mencionado, nossa unidade de observação é o estado. Os dados relacionados ao número de casos associados à mortalidade, morbidade e número de leitos foram extraídos do Datasus. Para a mortalidade, todos os óbitos são registrados em um documento-padrão, a Declaração de Óbito, base do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM). As secretarias estaduais de saúde coletam as declarações de óbitos dos cartórios e entram no SIM as informações nelas contidas.

Uma das informações primordiais é a causa básica de óbito, a qual é codificada a partir do que é declarado pelo médico atestante, segundo regras estabelecidas pela Organização Mundial de Saúde (OMS). Em relação a LEITOS, a categoria se refere ao número de leitos em estabelecimentos de saúde ativos, tanto públicos como privados.

Os dados referentes a população foram obtidos a partir dos Censos Geográficos de 1980, 1991 e 2000, e Contagem de 1996. Para os demais anos, os dados foram obtidos por meio de projeção censitária estimada pelo IBGE por metodologia própria.

As informações de saneamento e as variáveis socioeconômicas são oriundas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), sendo que a formatação por estado utilizada neste estudo é proveniente do Ipeadata.<sup>5</sup> Por fim, os gastos estaduais com saúde têm como fonte a Secretaria do Tesouro Nacional (STN) do Ministério da Fazenda (MF).

A tabela 4 apresenta as correlações entre as variáveis para dados agrupados no período 1981-2001. A uma simples observação essa tabela mostra que existe um núcleo de variáveis explicativas altamente correlacionadas, como água e escolaridade e água e urbanização. Assim, é prudente que os dois pares de variáveis não entrem juntos na mesma regressão, tendo em vista o aparecimento de multicolinearidade.

TABELA 4

**Correlação entre variáveis – dados agrupados (1981-2001)**

	MORT 0-4	MORT 15-64	MORT >= 65	ÁGUA	ESGOTO	ESCOLM	URB	GSAUDE	LEITOS
MORT 0-4	1,0000								
MORT 15- 64	-0,0992	1,0000							
MORT>=65	0,2919	-0,0610	1,0000						
ÁGUA	-0,3355	0,0693	-0,0150	1,0000					
ESGOT	-0,2734	0,0445	-0,1092	0,7146	1,0000				
ESCOLM	-0,2907	0,0581	0,0131	0,8322	0,7527	1,0000			
URB	-0,3311	0,1177	-0,0251	0,8181	0,5676	0,7181	1,0000		
GSAUDE	-0,4846	0,0063	-0,1555	0,3651	0,3734	0,3130	0,2725	1,0000	
LEITOS	-0,1731	-0,0365	-0,0732	0,0578	0,1744	0,0178	0,0661	0,5812	1,0000

Por fim, ainda na tabela 4, pode-se ver que a correlação entre mortalidade e as variáveis ligadas a saneamento se mostra bem mais sensível para a faixa de 0 a 4 anos. Para as outras faixas etárias, é pouca ou quase nenhuma a correlação

5. Banco de dados disponibilizado pelo Ipea: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

entre mortalidade e saneamento. Portanto, o nosso estudo econométrico estará concentrado nos casos relacionados à mortalidade infantil.

#### 4 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

A tabela 5 apresenta os resultados econométricos do modelo. As colunas (1) e (2) mostram as regressões obtidas por regressão MQO (dados agrupados ou *pooling*). A coluna (3) apresenta o modelo estimado a partir de dados em painel por efeito aleatório. Por fim, as colunas (4) e (5) apresentam os dois modelos para dados em painel por efeito fixo, de modo a observar o efeito da escolaridade sobre o índice de mortalidade, pois nesse caso é necessário excluir a variável ÁGUA da regressão, tendo em vista a existência de multicolinearidade entre essas duas variáveis, tal como discutido anteriormente.

TABELA 5  
Modelo econométrico para mortalidade de 0 a 4 anos (1981-2001)

Variáveis independentes	Dados agrupados (MQO) (1)	Dados agrupados (MQO) (2)	Efeito aleatório (MQG) (3)	Efeito fixo (LSDV) (4)	Efeito fixo (LSDV) (5)
ÁGUA	-0,4289 (0,026)	-0,2657 (0,220)	-0,671 (0,031)	-0,6676 (0,068)	-
ESGOTO	0,0357 (0,818)	0,1555 (0,353)	-0,658 (0,010)	-1,335 (0,000)	-1,2926 (0,000)
ESCOLM25	-	-0,145 (0,000)	-	-	-0,206 (0,000)
ANALFM15	0,0033 (0,296)	-0,0749 (0,054)	0,0075 (0,213)	0,0103 (0,012)	-
GSAUDE	-0,0008 (0,000)	-0,0008 (0,000)	-0,0008 (0,000)	-0,0008 (0,000)	-0,0008 (0,000)
LEITOS	0,0001 (0,000)	0,0001 (0,000)	0,0001 (0,167)	-0,0001 (0,083)	-0,0001 (0,033)
CTE	2,9633 (0,000)	3,2452 (0,000)	3,6272 (0,000)	3,9150 (0,000)	4,4029 (0,000)
R <sup>2</sup>	0,268 <sup>a</sup>	0,273 <sup>a</sup>	0,250 <sup>b</sup>	0,442 <sup>c</sup>	0,4492 <sup>c</sup>
VIF	2,56	3,51	-	-	-
1/VIF	0,39	(0,28)	-	-	-
RHO	-	-	0,412	0,765	0,765
Teste de Hausman	-	-	67,03 (0,000)	-	-
Teste de Breusch-Pagan	-	-	381,37 (0,000)	-	-

Notas: Valores entre parênteses representam o valor-p.

Observações: 452.

Variável dependente: taxa de mortalidade por mil habitantes.

\* R<sup>2</sup> ajustado, \*\* R<sup>2</sup> overall, \*\*\* R<sup>2</sup> within.

A inclusão dos resultados por MQO tem o objetivo de servir de base como referência na análise, pois ela não leva em consideração a discriminação do efeito individual omitido. Daí, por meio da comparação entre os modelo MQO e de dados em painel, é possível verificar o ganho de eficiência gerado através da introdução desse último. A estimação por MQO permite também identificar multicolinearidade entre as variáveis explicativas a partir do emprego da estatística Variance Inflation Factor (VIF), que calcula o impacto sobre a variância de cada variável decorrente das correlações advindas da presença dos outros regressores (JUDGE *et al.*, 1982).

Os resultados apresentados nas colunas (1) e (2) confirmam a existência de multicolinearidade entre água e escolaridade. Note-se que o valor da estatística VIF se eleva de 2,56 para 3,51 quando se introduz a variável ESCOLM25 no modelo. Pode-se observar ainda que ÁGUA perde significância quando ESCOLM25 está presente na regressão, um sintoma clássico da presença de multicolinearidade no modelo.

Pelo fato de as variáveis ESCOLM25 e ANALFM15 serem bastante correlacionadas, sendo o coeficiente de correlação entre elas de 0,70, em nenhum caso da tabela 5 se verifica o aparecimento simultâneo delas no mesmo modelo. O mesmo já não ocorre entre ÁGUA e ANALFM15. Embora possa ser visto na tabela 4 que a correlação entre ÁGUA e ESCOLM25 fica em 0,81, o coeficiente de correlação entre ÁGUA e ANALFM15, ainda que não seja mostrado, é de 0,58.

Conforme pode-se observar na tabela 5, a não consideração dos fatores específicos às unidades individuais (estados) na regressão por MQO altera significativamente os resultados do modelo. Primeiro, a necessidade do uso de dados em painel para estimar o modelo é corroborada pelo teste de Breusch-Pagan, cuja hipótese nula de que a variância do componente individual seja igual a zero, assinala a heterogeneidade do efeito individual. O resultado desse teste indica claramente a presença de componente individual no modelo. Segundo, a presença do componente individual é também corroborado pelo valor do coeficiente RHO, a proporção da variância estimada do componente individual em relação à variância estimada do distúrbio, que é alto tanto no modelo por efeitos aleatórios como por efeito fixo.

Tudo isso sugere que o emprego aqui da metodologia de dados em painel fornece relevante ganho de informação. Assim, a estimação por MQO (*pooling*) gera resultados viesados no modelo. E a escolha do modelo mais eficiente interfere nos resultados. Por exemplo, diferentemente do resultado obtido por MQO, o modelo estimado por dados em painel assinala que tanto a água tratada como o esgotamento sanitário oferecem importante contribuição na diminuição dos casos de mortalidade na infância.

Uma vez verificado que a metodologia de dados em painel é mais adequada que a estimação por MQO, a questão agora está na escolha da estimação por efeito aleatório ou fixo. Nesse caso, o teste de Hausman põe à prova a hipótese de correlação do efeito individual com os regressores. No caso de a hipótese nula ser verdadeira, isso assinala que a estimação do modelo por efeito aleatório não é um estimador consistente para o modelo. De acordo com o que se verifica na coluna (3) o teste de Hausman indica que o estimador de efeito fixo é o mais adequado para se estimar o modelo.

A partir dos resultados estimados por efeito fixo podemos estabelecer as seguintes afirmações: tanto as condições adequadas de água e esgotamento sanitário exercem efeito sobre a diminuição e sobre a ocorrência de morte na infância. No caso das variáveis socioeconômicas o aumento da escolaridade da mulher, assim como a diminuição da taxa de analfabetismo da mulher, também podem atuar no sentido de conter a mortalidade.<sup>6</sup> Por fim, conforme seria de esperar, o aumento dos gastos estaduais com saúde e o aumento do número de leitos têm ambos impacto negativo sobre a mortalidade.

## 5 CUSTO DE REDUÇÃO DA MORTALIDADE

Como foi descrito anteriormente, tanto o acesso aos serviços de saneamento como aos serviços de educação e saúde afetam a incidência de mortalidade por doenças de veiculação hídrica. Assim, pode-se reduzir a mortalidade infantil por vias de prevenção tanto pelo acesso aos serviços de saneamento quanto pela redução do analfabetismo. Ou atuar na remediação via acesso a serviços de saúde com a expansão da rede hospitalar ou o aumento geral nos gastos com saúde.

Com o modelo estimado é possível então calcular a contribuição de cada um desses serviços na redução da mortalidade infantil em número de mortes evitadas, diante de um cenário de aumento de acesso aos referidos serviços. Também podemos estimar o custo econômico desse aumento de acesso que, dividido pelo número de mortes evitadas, nos daria uma dimensão do custo médio de morte evitada para cada serviço. Dessa forma, poderemos analisar o custo efetividade dos serviços de saneamento frente a outros analisados no modelo.

O valor projetado de mortes evitadas,  $\hat{Y}_{Ti}$ , decorrente da variação marginal mudança do acesso ao serviço  $S$ , por exemplo, no período  $T$  é expresso da seguinte forma:

$$\hat{Y}_{Ti} = \hat{\beta}(\Delta \bar{S}_T) \quad (2)$$

6. É interessante observar que, ao testarmos a escolaridade média da população (ESCOL), esta não mostrou significância.

onde  $\hat{Y}_{T_i}$  é o valor projetado de  $Y$  para uma variação marginal  $\Delta \bar{S}_T$  na variável do serviço  $\bar{S}_T$  e  $\hat{\beta}$  é o parâmetro estimado do modelo para aquele serviço. Conforme pode ser visto, a variação marginal se refere apenas à variável em questão, permanecendo as demais constantes. Valores projetados de  $Y$  para variações marginais das outras variáveis são estimados da mesma forma, apenas mudando os respectivos coeficientes.

Estimando o custo de atendimento dessas variações marginais e dividindo-o pelas respectivas estimativas de mortes evitadas,  $\hat{Y}_{T_i}$ , calculamos o custo marginal de evitar uma morte para cada uma das variáveis identificadas no modelo.

A tabela 6 apresenta os dados relativos às diferentes alternativas de redução da mortalidade entre 0 a 4 anos para 2000, decorrente da variação marginal nas respectivas variáveis para o modelo de efeito fixo (4).

TABELA 6

**Brasil – estimativas dos custos das alternativas de redução da mortalidade (2000)**

Variável	Indicador do serviço em 2000	Variação marginal	Custo marginal (R\$ milhões)	Número de mortes evitadas	Custo unitário por morte evitada (R\$ mil)
Água tratada	Cobertura de 78% da população	Aumento de 1% na cobertura	261	108	168
Coleta de esgotamento	Cobertura de 52% da população	Aumento de 1% na cobertura	362	216	241
Analfabetismo	Taxa de 15 % da população feminina com mais de 15 anos	Redução de 1% na taxa	12,8	162	63
Gastos com saúde	R\$ 11,8 bilhões	Aumento de 1% dos gastos com saúde	117	415	282
Número de leitos hospitalares	480 mil leitos	Aumento de 1% no número total de leitos	1,95	27	72,4

Nota: Mortalidade de 0 a 4 anos em 2000: 3.521 casos.

Por exemplo, observa-se na tabela 6 que uma variação marginal equivalente a estender os serviços de esgotamento sanitário a mais 1% da população reduziria em 216 o número de mortes pelas doenças analisadas pelo modelo. Já o mesmo incremento marginal nos serviços de água reduziria 108 casos de morte. Da mesma forma, a redução de 1% no analfabetismo em mulheres maiores de 15 anos diminuiria de 162 o total de óbitos. Quando se trata de acesso a serviços de saúde, o aumento de 1% nos gastos com saúde evita 415 mortes, enquanto o aumento de 1% no número de leitos salvaria outras 27 vidas.

Agora nos interessa saber qual o custo econômico para realizar essas variações nos serviços de saneamento, educação e saúde que geram a redução da mortalidade infantil. No caso dos gastos totais com saúde, o custo marginal de aumentá-los em

1% é estimado diretamente do valor da variável. Nos outros casos, onde a variável não é monetária, foram adotadas as simplificações a seguir.

Estudos do Ministério das Cidades (ver SEROA DA MOTTA; MOREIRA, 2004) indicam que os custos de investimentos para atingir a cobertura total da população no período 1999-2010 nos serviços de água e esgotamento sanitário são de, respectivamente, R\$ 5.744 milhões e R\$ 17.455 milhões. Dividindo esse valor pela população ainda não atendida, encontramos um valor médio de atendimento *per capita* de R\$ 221 para esgoto e R\$ 159 para água. Um aumento da cobertura dos serviços de saneamento equivalente a 1% da população brasileira resultaria num gasto total de investimento nesses serviços de, respectivamente, R\$ 263 milhões e R\$ 362 milhões. Analisando esses valores a uma taxa de 10% ao ano (a.a.), em perpetuidade, teremos, como mostra a tabela 6, valores de R\$ 2,6 milhões e R\$ 3,6 milhões para água e esgoto, respectivamente.

O custo de redução do analfabetismo foi estimado com base nas informações do Programa Brasil Alfabetizado (PBA).<sup>7</sup> O PBA atua através de convênios com instituições alfabetizadoras de jovens e adultos. O PBA desembolsa em média R\$ 240 de custo fixo e mais R\$ 7 por aluno de custo variável. Assumindo-se uma turma de 15 alunos, então teríamos um custo médio anual de alfabetização de R\$ 23 por aluno. Para diminuir o analfabetismo em 1% nas mulheres acima de 15 anos,<sup>8</sup> isto é, alfabetizar 560 mil pessoas, significaria um gasto no PBA de R\$ 12,9 milhões, tal como mostra a tabela 6.

No caso do número de leitos, o custo total de construção de um hospital geral para casos de menor gravidade com 50 leitos chega a alcançar cerca de R\$ 5 milhões.<sup>9</sup> Assim, de modo a atender a variação marginal de 1% de leitos, cerca de 4.800 leitos, seriam necessários R\$ 26,4 milhões para construção de hospitais, valor já anualizado em perpetuidade à taxa de 16%. Tendo em vista esses valores, estimamos que, a partir da criação de novas unidades hospitalares, o custo da morte evitada alcançaria cerca de R\$ 1,4 milhão. Considerando o alto custo da morte evitada por meio da construção de novas unidades hospitalares, adotaremos aqui, como custo para o leito, as despesas com internação informadas no Datasus referentes ao valor médio da Autorização de Internação Hospitalar (AIH) e dos Serviços Auxiliares de Diagnose e Terapia (SADT) relativas às doenças analisadas, na hipótese de que esses gastos aumentariam também em 1% na proporção do aumento de leitos. O valor final foi de R\$ 1,95 milhão, tal como mostra a tabela 6.

7. Disponível em: <<http://www.mec.gov.br/alfabetiza>>.

8. A população feminina com idade acima de 15 anos era no ano de 2000 de 55.909.426 pessoas.

9. Esse é o caso do Hospital Local de Sapopemba, em São Paulo. De acordo ainda com Marinho *et al.* (2003) o investimento total numa unidade com 500 leitos poderia alcançar até um valor máximo de R\$ 1,5 milhão (por leito).

Dividindo-se essas estimativas de custo econômico das variações de acesso a cada serviço pelas respectivas estimativas do número de mortes evitadas que estão associadas a essas variações, teremos então o custo médio de morte evitada para cada cenário de acesso aos serviços analisados.

Esses custos médios por morte evitada estão apresentados também na tabela 6. O valor mais baixo de R\$ 63 mil seria obtido com a redução do analfabetismo das mães com mais de 15 anos. Próximos a esse resultado estariam os gastos hospitalares de oferta de mais leitos, que somaram R\$ 72,4 mil.

Os valores mais altos seriam os R\$ 282 mil em gastos totais em saúde. Em seguida estariam os serviços de saneamento, com R\$ 241 mil na coleta de esgoto e R\$ 168 mil em tratamento de água.

## 6 CONCLUSÕES

Foi significativa a redução da mortalidade infantil no Brasil associada às doenças de veiculação hídrica ao longo das últimas duas décadas. Nosso estudo demonstra que essa redução foi alcançada com a melhoria da cobertura dos serviços de saneamento e também devido ao acesso aos serviços de educação e saúde.

Com base no nosso modelo econométrico de estrutura epidemiológica estimamos o custo médio de salvar uma vida para cada tipo de serviço. Considerando esses custos, a contínua redução do analfabetismo garante a alternativa mais barata para baixar mais ainda a incidência da mortalidade na infância. Por outro lado, gastos defensivos de saúde apresentam custos quase equivalentes aos respectivos custos relacionados com a expansão dos serviços de saneamento quando se trata da mesma magnitude de redução da taxa de mortalidade nessa faixa etária.

Por exemplo, nossos resultados indicam que, somando-se os custos de melhoria por vida salva dos dois serviços de saneamento, teríamos um montante de R\$ 409 mil e, somando-se esses mesmos custos para os serviços de saúde, teríamos o valor de R\$ 354 mil. Podemos admitir então que a ação conjunta de cada par de serviço, saneamento e saúde, respectivamente, seria suficiente para salvar duas vidas. Se assim for, para a mesma redução de mortalidade, encontramos apenas uma diferença de 15% a maior para o saneamento.

Considerando-se que o acesso aos serviços de saneamento é medida preventiva que, além das externalidades positivas ao meio ambiente, aqui não contabilizadas, evita os riscos e desconfortos das doenças, nossos resultados sugerem que as ações de saneamento, em particular o tratamento da água, seriam mais justificáveis economicamente para contínua redução da mortalidade infantil do que a incoerência em gastos defensivos nos serviços de saúde.

**REFERÊNCIAS**

- ALVES, D.; BELLUZZO, W. Child health and infant mortality in Brazil. ANNUAL MEETING OF BRAZILIAN ECONOMETRIC SOCIETY, 26., João Pessoa. *Proceedings...* Brasil, João Pessoa (PB), dez. 2004.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- CASTRO, M. G.; ABRAMOVAY, M.; SILVA, L. B. *Juventudes e sexualidade*. Brasília: Unesco, 2004.
- CORNWELL, C.; RUPERT, P. Efficient estimation with panel data: an empirical comparison of instrumental variables. *Journal of Applied Econometrics*, v. 3, p. 149-155, 1988.
- GREENE, W. *Econometric analysis*. Prentice Hall, 1993.
- HSIAO, C. *Analysis of panel data*. Cambridge University Press, 2003.
- JALAN, J.; RAVALLION, M. Does piped water reduce diarrhea for children in rural India. *Journal of Econometrics*, v. 112, p. 153-173, 2003.
- JUDGE, G.; HILL, C.; GRIFFITHS, W.; LEE, T.; LÜTKEPOHL, E. H. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. New York: & Jonh Wiley & Sons, 1982.
- KASSOUF, A. L. A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 24, n. 2, p. 235-260, 1994.
- LEIBOWITZ, A.; FRIEDMAN, B. Family Bequests and the derived demand for health inputs. *Economic Inquiry*, v. 17, p. 411-434, 1979.
- MARINHO, A.; MORENO, A. B.; RIBEIRO, C. D. M.; BARRETO, C. M. G.; CAVALINI, L. T. *Os determinantes dos investimentos em capital fixo no sistema hospitalar brasileiro: um guia metodológico integrado com base de dados e fontes de informação*. Ipea, 2003 (Texto para Discussão, n. 972).
- MENDONÇA, M. J. C.; SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A. Demanda por saneamento no Brasil: uma aplicação do modelo logit multinomial. *Economia Aplicada*, v. 8, n. 1, p. 143-163, 2004.
- NOCERA, S.; ZWEIFEL, P. Demand for health: an empirical test of the Grossman model using panel data. In: ZWEIFEL, P. (Ed.). *Health, the medical profession and regulation*. Boston: Kluwer, p. 35-49, 1998.
- OSTRO, D. B. The effects of air pollution on work loss and morbidity. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 10, 1983.
- \_\_\_\_\_. Air pollution and morbity revisited: a specification test. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 14, p. 87-98, 1987.
- PERSON, T. H. Welfare calculations in models of the demand for sanitation. *Applied Economics*, v. 34, n. 12, p. 1.509-1.518, 2002.
- SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 2, p. 249-265, 2004.
- SEROA DA MOTTA, R.; AVERBURG, A. *Evaluation of the World Bank assistance to the W&S sector in Brazil*. Washington: World Bank, 2002. Mimeo.
- SEROA DA MOTTA, R.; MENDES, A. P. Custos de saúde associados à poluição do ar no Brasil.

*Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 1, p. 165-198, 1995.

SEROA DA MOTTA, R.; MENDES, A. P.; MENDES, F. E.; YOUNG, C. E. F. Perdas e serviços ambientais do recurso água para uso doméstico. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, p. 35-72, 1994.

SEROA DA MOTTA, R.; MOREIRA, A. *Efficiency and regulation in the sanitation sector in Brazil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2004 (Texto para Discussão, n. 1.059).

SEROA DA MOTTA, R.; REZENDE, L. The impact of sanitation on waterborne diseases in Brazil. In: MAY, P. H. (Ed.). *Natural resource valuation and policy in Brazil: methods and cases*. Columbia University Press, 1999.

WAGSFALL, A.; DOORSLAER, E. VAN; WATANABE, N. On decomposing the causes of sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. *Journal of Econometrics*, v. 112, p. 207-223, 2003.