

MORTALIDADE INFANTIL, SANEAMENTO BÁSICO E O IMPACTO DA SAÚDE SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO BRASILEIRO

RESUMO. Este artigo tem como objetivo investigar se a melhoria nas condições de saúde da população tiveram algum impacto sobre a economia brasileira. Para tanto, a taxa de mortalidade infantil é usada como *proxy* para medir o nível de saúde da população e o percentual de domicílios conectados à rede geral de esgotos é empregado como instrumento para definir o quanto da variação no PIB *per capita* é causada pela melhoria nas condições de saúde. Isso foi possível porque o saneamento básico no Brasil não é influenciado pelo desempenho econômico, mas sim por decisões políticas como evidência o PLANASA. Os resultados mostram que no Brasil, a melhoria da saúde teve um impacto maior sobre o crescimento econômico das regiões S e SE do que sobre as regiões N e NE o que se explica, em parte,

PALAVRAS-CHAVE: Crescimento econômico, saúde, mortalidade infantil, saneamento.

JEL CLASSIFICATION: I10, O40, J11

1. INTRODUÇÃO

Um intenso debate sobre os custos econômicos das doenças, enquanto obstáculo ao desenvolvimento dos países, dominou boa parte das discussões sobre o assunto nas décadas posteriores à segunda guerra mundial. No Brasil de meados do século XX por exemplo, era comum o entendimento de que o subdesenvolvimento da nação era causado pelo grande número de doenças que assolava a população mais pobre e das zonas rurais. As discussões sobre saúde e desenvolvimento que ocorrem nesta época enunciavam que a primeira é condição necessária à segunda.

A idéia de que a saúde afeta a riqueza é eminentemente plausível, dado que uma população saudável será, certamente, mais produtiva. Soma-se isto o fato de que com índices maiores de mortalidade ou morbidade haverá menos anos de vida produtiva, ao mesmo tempo em que são necessários gastos maiores para o tratamento dos doentes. Como consequência, o nível de capital humano incorporado sob a forma de saúde seria um dos motivos que explicam as diferenças na riqueza das nações.

Durante a década de 1970 esse debate ganha contornos acadêmicos quando Preston (1975) publica seu artigo demonstrando a existência de uma forte correlação entre PIB *per capita* e expectativa de vida, num conjunto de países nos anos de 1930 e 1960. Uma questão central que surge do seu trabalho é a relação positiva entre essas variáveis. Mais ainda, em países mais ricos os níveis de expectativa de vida são menos sensíveis a variações na renda média.

A visão da doença, enquanto fator limitante ao crescimento, ganhou força também em análises que vêem as disparidades econômicas como reflexo de desigualdades dramáticas na saúde. Gallup & Sachs (2001) por exemplo, argumentam que os altos níveis de malária nos países pobres não são uma consequência da pobreza isto porque, o crescimento econômico dos países nos anos seguintes a eliminação da doença foram substancialmente maiores daquele observado nos países que não a erradicaram. Neste sentido, o déficit de crescimento na África subsaariana poderia ser em muito reduzido apenas pelo controle de epidemias e provendo tratamento sanitário adequado à população. Em defesa de seu argumento, os autores mostram que países com alta incidência de malária tinham níveis de renda em 1995 de apenas 33% daqueles livres da doença.

Pritchett & Summers (1996) também apresentam evidências da relação entre saúde e desenvolvimento. De maneira geral, seus resultados mostram que saúde e riqueza parecem estar intimamente relacionados. Os autores argumentam ainda que esta relação não é apenas uma correlação, mas que o sentido de causalidade pode ser definido. Empregando *proxies* para os níveis de saúde da população, o efeito da renda sobre a saúde pôde ser isolado por meio do uso de variáveis instrumentais. Uma das conclusões deste trabalho é que os fatores determinantes para o crescimento parecem influenciar também o nível de saúde e, sendo assim, há indícios de que o nexos de causalidade também vai da saúde para o rendimento.

Acemoglu & Johnson (2007) examinam detalhadamente o impacto dos ganhos na saúde sobre o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* de um conjunto de países. Para isolar o sentido de causalidade entre as variáveis, propõem um instrumento constituído a partir das variações exógenas ocorridas na mortalidade por doenças durante o século XX, tais como: transição epidemiológica e as intervenções públicas em grande escala. Segundo os autores, as melhorias na expectativa de vida 1940 e 1980 tiveram um impacto insignificante sobre o PIB. Contudo dado que o efeito sobre o aumento da população foi maior, os resultados evidenciam que não houve ganho no PIB *per capita*.

Para Ashraf et al. (2008), os efeitos da melhoria nas condições de saúde sobre a produtividade e sobre a renda *per capita* podem ser substancialmente menores do que se imagina. E inda assim, só poderiam ser plenamente sentidos, após três décadas desde sua implantação. Por outro lado, Becker et al. (2005) propõe o cálculo de uma taxa de crescimento do bem-estar, que incorpora tanto os ganhos na saúde quanto na renda e constata que as melhorias na expectativa de vida contribuíram significativamente para os ganhos de bem-estar global entre 1960 e 2000. Mesmo com o advento da AIDS, que reduziu a expectativa de vida em partes da África, esses ganhos têm sido particularmente relevantes em grande parte do mundo em desenvolvimento, além de contribuir para a redução da desigualdade na saúde entre países pobres e ricos.

O objetivo do trabalho consiste em avaliar o impacto da melhoria das condições de saúde sobre o crescimento econômico, tendo por base nos dados do Censo Demográfico brasileiro entre 1990 e 2000. A endogeneidade previamente discutida entre estas duas variáveis torna a busca de um instrumento que resolva este problema o principal desafio deste artigo. Dito isto, o trabalho é dividido em seis seções além desta introdução. Nas duas primeiras seções será desenvolvido respectivamente o argumento em favor da utilização da taxa de mortalidade infantil como *proxy* para saúde da população e que como o número de residências atendidas pela rede geral de esgotos, não variou em razão do desempenho econômico nesse período, este pode ser empregado como instrumento para a definição da causalidade entre saúde e PIB *per capita*. A quarta seção fornece uma descrição dos dados, o modelo a ser estimado e método de estimação. Em seguida são apresentados os principais resultados das análises quantitativas e é feita uma discussão acerca de sua relevância. Por fim são apresentadas algumas considerações finais.

2. MORTALIDADE INFANTIL COMO *proxy* PARA A SAÚDE

A saúde de uma população é algo que não pode ser diretamente observado. Contudo, pode-se recorrer a indicadores que sumarizam as condições gerais relacionadas à saúde e que desta maneira, podem ser empregados para descrever um ou mais dos seus aspectos, num determinado período de tempo e espaço. Um dos indicadores amplamente empregados com este objetivo é a Taxa de Mortalidade Infantil (TMI). A TMI pode ser vista como um sumário da qualidade de vida que prevalece em uma determinada população permitindo comparar o níveis em locais distintos.

2.1. TMI como indicador social. Não existe na literatura, uma definição única do que venha a ser considerado mortalidade infantil, pois não há uma definição única de infância. Em geral, como indicador social, considera-se a mortalidade que ocorre antes do término do primeiro ano de vida. De maneira geral, altas taxas de mortalidade nesta parcela da população refletem um baixo nível de saúde e de desenvolvimento sócio-econômico. É *“tido como um dos indicadores mais expressivos da situação de saúde e da condição social de uma população”*. Sendo assim, é um indicador bastante empregado para refletir as condições de saúde dado que, as crianças de pouca idade são extremamente sensíveis à esse ambiente. (Leal & Szwarcwald, 1996).

O emprego deste indicador como *proxy* para o nível de saúde da população é, algumas vezes, criticado por dar ênfase apenas a uma parte da população, em detrimento do restante. Em geral, as limitações apontadas para seu uso como indicador de saúde incluem: (a) refletem um história incompleta da doença; (b) doenças que debilitam mas não levam a óbito não estão representadas; e (c) óbitos são eventos que exprimem apenas a gravidade máxima. Apesar dessas críticas este trabalho focará na TMI em detrimento de outras medidas tais como a Esperança de Vida (EV), pelos motivos esclarecidos a seguir.

A princípio, como mostram Reidpath & Allotey (2003) não está demonstrado a existência de superioridade no uso da EV sobre a TMI. Além do mais, há uma forte correlação entre esses dois indicadores que, segundo os autores, é da ordem de 0.91. Isto ocorre, porque a saúde da criança afeta a saúde futura do adulto que, desta maneira, é extremamente dependente desta. Mais ainda, há pouca evidência de que o uso da TMI como uma medida de saúde tenha impacto negativo sobre os grupos mais velhos da população. Por outro lado, a saúde da criança depende inteiramente da saúde do adulto. Pais doentes, por exemplo, não terão condições de cuidar de maneira adequada dos filhos. Desta maneira, fatores que afetam a saúde das parcelas adultas têm um impacto sobre a TMI e vice-versa.

O outro ponto a ser destacado é que na maioria dos países em desenvolvimento, dada a falta de dados abrangentes sobre as taxas de mortalidade por idade específica, a EV é obtida por extrapolação a partir da TMI e por meio das tabelas de vida em idades iniciais. Isto significa que, na prática, a EV informada nas estatísticas oficiais é uma transformação da TMI (Akachia & Canninga, 2009).

De fato, as informações constantes no IBGE (1986) dão conta de que os valores apresentados para a esperança de vida são uma média das esperanças de vida ao nascer, resultantes de interpolação linear, nas tábuas de Mortalidade Modelo Brasil, das probabilidades de morrer até as idades de 2, 3 e 5 anos, obtidas através do emprego da Técnica de Brass.

No mais, a TMI é um indicador que pode ser facilmente obtido. Sua forma de cálculo é bastante simples e pode-se obtê-lo de maneira direta a partir das informações do registro civil. Formalmente, consiste no número de crianças nascidas vivas, que morreram antes de completar um ano de idade, dividido pelo número total de crianças nascidas vivas (no mesmo tempo, período e local), multiplicando-se por mil. Como resultado, tem-se a probabilidade de sobrevivência no primeiro ano de vida.

2.2. Evolução da TMI no Brasil. A queda da TMI que se observa a partir da década de 1970 parece estar associada às intervenções ocorridas na área das políticas públicas, principalmente no campo da medicina curativa e do saneamento básico. A partir de 1980 e, principalmente após a implantação do Sistema Único de Saúde (SUS), a ampliação dos programas de saúde materno-infantil e da oferta de serviços médico-hospitalares, as campanhas de vacinação, os programas de aleitamento materno e reidratação oral, fizeram o índice reduzir ainda mais e chegar próximo dos 20‰ que são consideradas, em geral, baixas. Ainda assim, comparando-se os índices brasileiros ao de alguns países desenvolvidos, verifica-se

que no ano 2000 a TMI estava em níveis semelhantes aos desses países ao final dos anos cinquenta (Carmo et al., 2003; DPIS, 1999).

Entre as regiões brasileiras a TMI varia bastante. A taxa no Nordeste (NE) era, no ano 2000 por exemplo, quase o dobro da média brasileira e esta, por sua vez, quase quatro vezes superior às taxas dos países desenvolvidos. A dispersão é ainda mais notável entre municípios. Em algumas cidades do estado de Santa Catarina e da região Sudeste (SE), a taxa de mortalidade infantil em 1991 foi de 10,46‰ caindo para 8,5‰ em 2000. No NE, por contraste, foram observados municípios com taxas acima de 130‰ em 1991 e acima de 110‰ em 1998 (Alves & Belluzzo, 2005).

Além das grandes discrepâncias internas é sabido que os altos índices apresentados pelo Brasil estão relacionados, entre outros fatores, à insuficiência na prevenção e tratamento de doenças e às condições inadequadas de habitação e saneamento. O rápido declínio observado nas últimas décadas é um indício de que essa redução se dá pelo controle de causas facilmente evitáveis. Estudos indicam ainda que, mesmo nos dias de hoje, um dos principais requisitos para a redução da TMI no Brasil é a melhoria nas condições de saneamento básico.

Ferreira (1992) por exemplo, destaca que as doenças diarreicas infantis representavam, até recentemente, a principal causa de morte entre as crianças menores de um ano, no Estado de São Paulo. Tomando-se o ano de 1970 como exemplo pode-se verificar que 26% de todos os óbitos de menores de um ano foram ocasionados por doenças diarreicas, representando a maior causa isolada de morte neste grupo etário. Yunes (1981) nota que há um aumento da TMI em vários estados entre o final de 1960 e o final a segunda metade da década de 70. Nesta época de crescimento econômico vertiginoso, o principal motivo que explicaria este aumento, segundo o autor, é o rápido crescimento da população periférica desprovida das mínimas condições de saneamento.

A forte correlação entre acesso da população a serviços de saneamento básico e TMI é um fato bastante conhecido. Roberts (1997) por exemplo, analisando a literatura existente, esclarece que o acesso às instalações sanitárias adequadas tem grande poder de prevenção contra as doenças diarreicas, uma das principais causas da mortalidade infantil. Outros autores mostram que é indiscutível a relação positiva entre o risco de morte em crianças menores de um ano, qualidade da água e sistema de esgotamento sanitário (Esrey et al., 1991; Lewis, 1979; Ferreira, 1992).

Em 1970, o Brasil tinha um índice de domicílios com instalações sanitárias ligadas à rede coletora de aproximadamente 22% enquanto que no ano 2000 pouco mais da metade da população (56%) era atendida. Soma-se a isso, o fato de que 10% dos domicílios não tinham abastecimento adequado de água. No Norte (N) e NE, a carência de serviços de saneamento básico é, ainda hoje, responsável por uma importante parcela de óbitos infantis, devido a causas evitáveis (Simões, 1997).

3. SANEAMENTO BÁSICO

Esrey et al. (1991) argumentam que existe uma variedade de mecanismos através dos quais a melhoria no saneamento tem um impacto positivo na saúde da população e que a intensidade dessa melhoria, está diretamente relacionada a qualidade e o alcance da oferta de água tratada e de esgotamento adequado. A expansão da rede geral de águas e esgoto a partir do último quarto dos anos 1970 coincide com a acentuação do declínio da mortalidade infantil no mesmo período. Esta trajetória indica que existe uma relação direta entre acesso ao saneamento e o nível de mortalidade infantil. Como demonstraram Gorter et al. (1991) águas e esgotos não tratados expõem as populações a inúmeras doenças, afetando diretamente o capital humano.

O Estado se manteve ausente das questões sanitárias no Brasil até o século XX, vindo então a assumir as ações sanitárias e assim tentar melhorar a qualidade da saúde e a produtividade do trabalho. No final dos anos 50, quando ocorre a bipolarização entre as ações de saúde e saneamento, este começa a ser tratado como uma questão de infra-estrutura, enquanto aquele passa a ter cada vez mais um caráter assistencialista. Ainda assim, a provisão pública deste serviço em grande escala começou apenas nos anos 70. Neste período a população, até então predominantemente rural, migrou para as áreas urbanas em grande escala. Ao mesmo tempo, o aumento das metrópoles, com elevados índices de crescimento populacional e de urbanização, não era acompanhado pela ampliação da infraestrutura necessária.

A primeira tentativa de dar alguma solução a falta de saneamento surgiu em 1968 quando foi criado o Sistema Nacional de Saneamento, integrado pelo Plano Nacional de Saneamento (PLANASA). A meta era atender 90% da população urbana com abastecimento de água e 65% com esgotamento sanitário até a década de 80. As metas do plano não foram cumpridas nos anos seguintes, e no ano 2000 permaneciam ainda, uma meta. Ademais, fora dos grandes centros, investir em saneamento continua um assunto para o qual é dispensada pouca atenção e como resultado este é o indicador básico de desenvolvimento humano no qual o Brasil está mais atrasado.

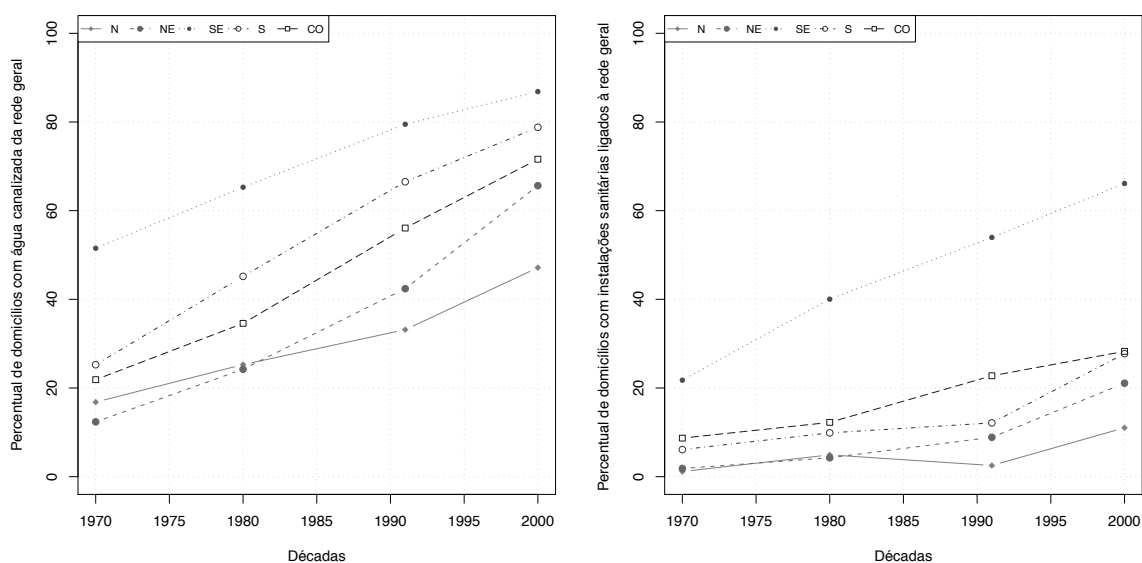


FIGURA 3.1. Evolução da cobertura de água potável e esgotamento sanitário de 1940 a 2000. Fonte: Elaborado com dados do Ipeadata (2010)

Na figura 3.1 é possível perceber como a expansão da cobertura ocorreu entre os anos de 1970 e 2000. No início da década de 1970 cerca de 12,6% dos habitantes contavam com serviço público de abastecimento de água e apenas 6,4% com algum sistema de esgotamento sanitário, concentrados precariamente nas cidades de maior porte. Em 2000, dos 5.507 municípios, 52,2% tinham esgotamento sanitário, mais de dez pontos percentuais abaixo da meta estabelecida pelo PLANASA.

O percentual de domicílios urbanos servidos por água canalizada da rede geral de abastecimento passou de 55% em 1970 para 84% em 1983. Esses números mostram que houve êxito em aumentar o abastecimento de água, no entanto, no que se refere à coleta de esgotos, a evolução foi pequena. Deve-se notar contudo, que a melhoria proveniente do acesso à água

tratada pode ser relativamente anulada por outros fatores comportamentais ou ambientais tais como a ausência de sistema de esgotamento adequado. (IPEA, 1995; Roberts, 1997).

A evolução da prestação dos serviços de abastecimento de água e coleta de esgoto foi marcada pelo impulso inicial dado pelo PLANASA, época de altos investimentos no setor. Os picos de investimento foram registrados nos anos de 1981 e 1982, mas declinaram em 1983 e 1984. Na década de 90 foram registrados níveis agregados de investimentos até quatro vezes menores, como proporção do PIB, comparativamente à dos anos de 1970. Neri (2007) mostrou que, ainda hoje, o Brasil investe apenas um terço do necessário para expandir a rede de esgoto.

Outro ponto a ser notado é que, a ampliação da rede de esgotos nunca teve o mesmo ritmo da rede de água tratada. A explicação encontra-se no fato de que os investimentos em água tratada são de retorno mais rápido dada a imediata cobrança da tarifa de fornecimento. No caso do esgoto, os custos fixos são muito mais elevados e o retorno sobre o capital investido incerto. Não obstante, embora tenha ocorrido uma significativa expansão dos serviços em todo o território nacional, o plano concentrou investimentos nas cidades mais populosas e, principalmente no SE do país.

De acordo com a Pesquisa Nacional de Saneamento Básico a rede geral de esgotos cobre, na região N, apenas 2,4% dos domicílios e na região NE 14,7%. Já no Centro-Oeste (CO) 28,1% são atendidos e no e S 22,5%. A região SE é a que apresenta o melhor índice de atendimento: 53,0% dos domicílios têm instalações sanitárias conectadas à rede geral de esgoto. Dos 52,2% dos municípios que têm esgotamento sanitário, 32,0% têm serviço de coleta e apenas 20,2% coletam e tratam o esgoto. Não obstante, quase 75% de todo o esgoto sanitário coletado nas cidades é despejado in natura, nos cursos d'água e dos 5.507 municípios existentes em 2000, 2.630 não eram atendidos por rede coletora, utilizando soluções alternativas como fossas sépticas e sumidouros, fossas secas, valas abertas e lançamentos em cursos d'água (IBGE, 2000).

O modelo do PLANASA começou a evidenciar sinais de exaustão na segunda metade dos anos 80. O desequilíbrio financeiro do sistema atingiu seu ápice entre 1992 e 1994 e, devido à inadimplência, o plano foi extinto pouco depois. A evolução do PLANASA sofreu também, forte influência dos planos de estabilização e das mudanças institucionais ocorridas na segunda metade da década de 80. Na implantação dos planos de combate à inflação, a contenção das tarifas dos bens e serviços do setor público foi utilizada como instrumento de controle de preços, reajustando-se abaixo dos índices reais, agravando ainda mais os problemas financeiros enfrentados pelo setor.(Faria et al., 2005).

Como se pode perceber, apesar do evidente dever do estado na sua promoção, o esgotamento sanitário foi sempre tratado, em última instância, por critérios políticos. Os processos de decisão quanto à universalização do sistema são, ainda hoje, guiados por interesses políticos momentâneos e não pelo crescimento econômico. Desta feita, pode-se tirar duas fontes evidentes de variação exógena neste índice. A primeira é o próprio PLANASA sem o qual talvez, ainda hoje, o Brasil permanecesse sem rede de esgotamento em nível nacional. A segunda é o próprio histórico do saneamento público no qual fica evidente que a oferta deste serviço não variou em função de períodos de crescimento econômico.

Não é possível dizer portanto, que as flutuações do PIB tenham impacto sobre a expansão da rede de esgotos. Este aspectos, somados à nítida correlação deste serviço com os níveis de saúde da população, permitem empregar tal índice como um instrumento para definir o sentido de causalidade entre TMI e crescimento econômico.

4. DADOS E MÉTODO DE INVESTIGAÇÃO

4.1. **Dados.** Os dados aqui empregados foram obtidos no website do Ipeadata (2010) que disponibiliza os resultados dos censos populacionais de 1970, 1980, 1991 e 2000. Por questões de simetria o censo de 1991 será tratado como 1990. As variáveis de interesse são: Produto Interno Bruto (PIB), PIB *per capita* (PIBPc), População, TMI e o Percentual de Domicílios com Instalação Sanitária Conectada a Rede Geral (San). Todas as observações estão em nível de agregação municipal.

O número de municípios brasileiros aumentou de 3.951 em 1970 para 5.507 em 2000 e, portanto, as mudanças nos contornos e áreas geográficas impedem comparações intertemporais consistentes. Para contornar este problema e manter a comparabilidade entre os períodos, os dados foram agregados em áreas mínimas comparáveis (AMC's). Para cada variável existem 3616 municípios em 4 observações decenais. A tabela 4.1 apresenta algumas estatísticas descritivas (média, desvio padrão, coeficiente de variação, mínimo e máximo) dos dados empregados na análise.

TABELA 4.1. Estatísticas descritivas

	Média	Desv. padrão	Coef. Var.	Mínimo	Máximo
1970					
PIB	63,225.55	663,510.90	10.49	216.51	36,628,492.00
População	23,735.27	90,000.44	3.79	874.00	4,251,918.00
PIB <i>per capita</i>	1.49	1.26	0.85	0.05	9.94
Mortalidade Infantil	125.62	52.82	0.42	27.88	303.66
% de Esgotamento	5.15	11.92	2.32	0.00	80.17
1980					
PIB	158,713.40	1,399,418.15	8.82	89.84	73,704,000.00
População	29,877.27	117,465.53	3.93	732.00	5,090,723.00
PIB <i>per capita</i>	3.20	2.53	0.79	0.05	19.20
Mortalidade Infantil	87.05	45.38	0.52	22.19	257.89
% de Esgotamento	10.39	18.82	1.81	0.00	85.79
1990					
PIB	199,774.28	1,529,417.85	7.66	1,831.49	73,909,312.00
População	36,333.57	138,268.95	3.81	761.50	5,445,309.40
PIB <i>per capita</i>	3.55	2.83	0.80	0.49	29.94
Mortalidade Infantil	49.87	24.53	0.49	11.08	125.24
% de Esgotamento	17.67	26.31	1.49	0.00	95.76
2000					
PIB	252,691.20	1,744,933.51	6.91	2,464.94	76,730,776.00
População	42,853.23	161,099.63	3.76	795.00	5,857,904.00
PIB <i>per capita</i>	3.95	3.35	0.85	0.64	39.01
Mortalidade Infantil	34.12	18.19	0.53	6.93	98.12
% de Esgotamento	29.08	30.22	1.04	0.00	97.31

A proporção das famílias com acesso ao sistema de esgotos aumentou entre 1970 e 2000. O coeficiente de variação mostra que a variabilidade dos dados vem diminuindo no período e, por conseguinte os dados deste indicador tem se tornado mais homogêneos. Nota-se também

que, no ano 2000 em alguns municípios não foi registrado qualquer moradia com instalação sanitária conectada à rede geral de esgotos.

O PIB está medido em R\$ do ano 2000 e deflacionado pelo deflator implícito do PIB nacional. Os dados sobre a população se referem à população residente total e são provenientes da contagem da população feita no censo em AMC's. A variável PIBpc foi construída dividindo-se o PIB pela população em cada município.

Há várias razões para focalizar o PIBpc, e não alguma outra variável socioeconômica. Primeiro, é provavelmente o melhor indicador sumário das condições gerais de vida em uma determinada economia, uma vez que inclui o valor de todos os produtos finais (bens e serviços) produzidos durante determinado período de tempo. Uma grande variedade destes produtos é influenciada pelo capital humano e estão representados, com diferentes pesos no PIB, além de ser o indicador mais abrangente de diversos fatores. Em segundo lugar, por ser o principal índice do nível de desenvolvimento econômico, o PIBpc é o foco dos modelos de crescimento a partir do qual medidas de política econômica podem ser analisadas.

Conforme já mencionado, a TMI é o indicador utilizado como *proxy* para o nível de saúde da população. Porém, seu uso no Brasil tem algumas limitações que devem ser mencionadas. A primeira delas, diz respeito ao sub-registro, principalmente o de nascimento, que não era incomum em algumas regiões do Brasil, mesmo no ano 2000. Por exemplo, no levantamento de 2006, o IBGE estimou em 13 o percentual dos recém-nascidos que não haviam sido registrados naquele ano. O sub-registro de nascimentos difere ainda de uma região para outra; é menor nos estados do SE e maior nos do N e NE.

A queda na TMI foi considerável entre 1970 e 2000 e, além disso, a variação entre os municípios também caiu consideravelmente. Em 1970, o maior valor foi de cerca de 10 vezes o menor enquanto que nos anos 2000 essa diferença cai para cerca de 3 vezes. A média que era de 125.62 caiu para 34.12 no ano de 2000. No entanto, se for considerado o coeficiente de variação (medida de dispersão que se presta para a comparação de distribuições diferentes) os desvios relativos à média permanecem em torno de 0.5.

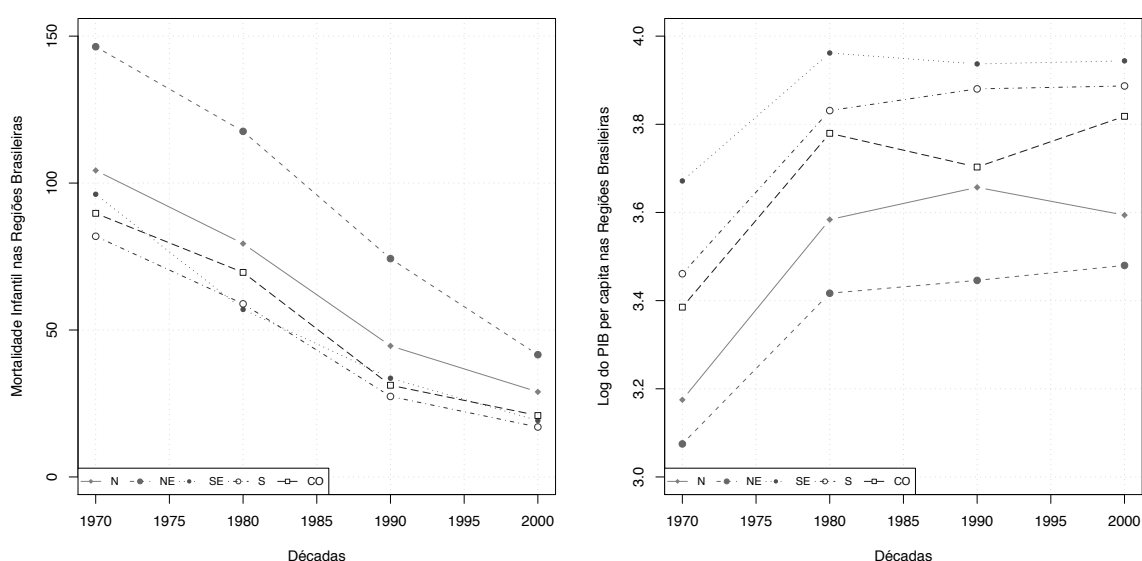


FIGURA 4.1. Evolução da Mortalidade Infantil e do PIB *per capita* de 1940 a 2000. Fonte: Elaborado com dados do DPIS (1999) e IBGE (2001)

A figura 4.1 mostra a evolução da TMI e do PIBPc nas regiões brasileiras entre 1970 e 2000. Em 1970, a TMI no Brasil era estimada em cerca de 150. Por outro lado o PIBPc mantém uma trajetória de crescimento intermitente entre os anos de 1970 e 1980, ainda que tenha mantido a discrepância entre as regiões. Entre 1980 e 2000, o PIBPc aumentou pouco mais de 1,1 vez, apresentando quedas drásticas em alguns anos.

4.2. Modelo e método de estimação. Existe uma série de possíveis mecanismos através dos quais a saúde da população pode afetar a renda e, é claro, há um debate sobre a importância relativa de cada um desses fatores. Como expõem Soares (2007) uma melhoria nas condições gerais de saúde da população podem levar a um aumento do produto (e do produto *per capita*). Desta maneira, o aumento no nível de saúde, pode por exemplo, levar a um aumento da população, da produtividade e do capital humano por trabalhador. No entanto, o efeito positivo sobre a renda *per capita* dependerá de outros fatores como o crescimento populacional.

Acemoglu & Johnson (2007) propõem um modelo para explicar como os ganhos no níveis de saúde afetam o crescimento econômico. Neste trabalho, ao invés de usar a expectativa de vida, a variável *proxy* para a saúde será a mortalidade infantil. A análise é semelhante porém o aumento da TMI deve ser encarado como uma redução nas condições de saúde da população.

Considerando-se o que terra e capital são ofertados inelasticamente, a economia i tem a função de produção agregada expressa da seguinte forma

$$Y_{it} = (A_{it}H_{it})^\alpha K_{it}^\beta L_{it}^{1-\alpha-\beta} \quad (4.1)$$

com $\alpha + \beta \leq 1$, H_{it} representando o estoque de capital humano, K_{it} o capital, L_{it} a terra e A_{it} o nível de tecnologia. Em (4.1) o capital humano é dado por $H_{it} = h_{it}N_{it}$. N_{it} representa a população e a força de trabalho da economia i no tempo t , enquanto que h_{it} representa o capital humano por pessoa. Supondo-se que o estoque de capital se mantém constante, a relação linearizada entre as variáveis é definida por

$$y_{it} = \beta \log \bar{K}_{it_0} + \alpha \log \bar{A}_i + \alpha \log \bar{h}_i - (1 - \alpha) \log \bar{N}_i + [\alpha(\gamma + \eta) - (1 - \alpha)] x_{it}. \quad (4.2)$$

A equação (4.2) mostra que, um aumento no nível de saúde levaria a um aumento da população, da produtividade e do capital humano por trabalhador. No entanto, dado que a oferta de terra e capital é fixa, o efeito positivo sobre o PIBPc só ocorre se o crescimento da população se der num ritmo inferior ao do PIB.

As análises empíricas podem então ser construídas em torno da seguinte especificação:

$$y_{it} = \pi x_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

em que y_{it} é variável explicada para o município i no ano t , x_{it} é o nível de saúde observada no mesmo lugar é período de tempo, μ_i capta os efeitos fixos, δ_t são *dummies* de tempo e ε_{it} o termo de erro. Embora o foco principal ao estimar (4.3) seja investigar o efeito da TMI sobre o PIBPc, população e PIB também serão empregadas como variável dependente. Ambas devem auxiliar na análise do comportamento PIBPc em resposta às mudanças na saúde.

A equação (4.1) não pode ser simplesmente estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pois os resultados não poderiam ser avaliados em termos de quanto da variação na renda *per capita* é causada pela melhoria na saúde. O problema reside no fato de que um

aumento na renda também leva a uma melhoria nas condições de saúde através por exemplo: de uma melhoria na nutrição, tornando as intervenções clínicas mais acessíveis, etc. Neste caso, há uma forte razão para considerar que variações na renda *per capita* também têm efeito sobre a saúde. De maneira geral, como argumentam Acemoglu & Johnson (2007) sociedades que são capazes de resolver seus problemas econômicos também são capazes de solucionar seus problemas de saúde.

Como resultado destas considerações o estimador de MQO torna-se inconsistente uma vez que o requisito $Cov(x_{it}, \varepsilon_{it}) = 0$ é violado, dada a endogeneidade entre as variáveis do modelo. Como a exogeneidade estrita dos regressores não está garantida, a solução aqui empregada será recorrer aos estimadores de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). Para tanto, o percentual de domicílios atendidos pela rede geral de esgotos servirá como variável instrumento para definir a causalidade da TMI sobre o PIBPc. Isto é possível, graças à exogeneidade deste serviço em relação ao PIB conforme, argumentado na seção 3.

5. RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados das regressões por MQ2E para a população, PIB e PIBPc esta a principal variável de interesse. O objetivo é saber se a melhoria na saúde tem algum impacto sobre o PIBPc. As regressões apresentam as estimativas por MQ2E e por MQO estas, apresentadas apenas para fins de comparação. Para contornar o problema de autocorrelação nos resíduos a equação (4.3) foi estimada em diferenças.

Um dos pressupostos para a validade de um instrumento é que ele seja exógeno. Instrumentos que são fracamente correlacionados com as variáveis explicativas endógenas são considerados “*instrumentos fracos*”, porque têm pouco poder explicativo sobre a variação desta. Nesta situação, os estimadores de MQ2E tornam-se enviesados (mesmo em amostras grandes), e os intervalos de confiança obtidos para as estimativas podem não ser consistentes. Uma regra comum para modelos com um único regressor endógeno consiste em avaliar a estatística **F**, sob a hipótese nula de que os instrumentos são irrelevantes na regressão do primeiro estágio. De acordo com Stock et al. (2002), uma estatística superior a 10 é indício suficiente de validade do instrumento.

Antes de passar aos resultados principais a tabela 5.1 mostra a regressão da TMI sobre o número de domicílios conectados à rede coletora de esgotos. Pode-se perceber que a melhoria no esgotamento foi significativa tanto no Brasil quanto nas regiões analisadas.

TABELA 5.1. Variável dependente: Variação na TMI

	BR	N e NE	S e SE
$\Delta\%Saneamento$	-48.7050	-62.9990	-35.4828
	(-37.102)	(-25.587)	(-27.328)
$\Delta\%Saneamento_{t-1}$	-17.5962	-21.5829	-23.9664
	(-13.705)	(-1.331)	(-19.913)
Observações	3653	1439	1992
R ²	0.2700	0.2291	0.4560
F	1216.74	356.15	988.06

Estatísticas *t* com erros robustos entre parênteses. As regressões estão especificadas em diferença e foram estimadas por MQO

A coluna (BR) da tabela 5.1 mostra que, no Brasil como um todo o impacto do aumento de um ponto percentual na variação do número de residências com esgotamento adequado leva a uma queda significativa do número de crianças mortas antes de completar um ano, por mil nascidas vivas. Uma melhoria no saneamento em $t - 2$ tem efeitos ainda significativos tanto no Brasil quanto no conjunto das regiões S e SE. Já nas regiões N e NO esse efeito não pode ser considerado estatisticamente diferente de zero.

As tabelas 5.2 a 5.5 descrevem as regressões para a equação 4.3 descrita na seção anterior. Conforme já explicitado, segundo este modelo existem dois caminhos que fazem uma melhoria nas condições de saúde elevar a taxa de crescimento do PIB *per capita*: a melhoria na produtividade do trabalho e o aumento do capital humano. Nestes casos o impacto da melhoria nas condições de saúde deve ser maior sobre o crescimento do PIB do que sobre a taxa de crescimento da população implicando em sinais negativos e significantes para os coeficientes da taxa de mortalidade infantil.

Por outro lado, o coeficiente positivo, ou não significativo, para taxa de mortalidade infantil na equação do PIB *per capita* indicaria que o uma melhoria nas condições de saúde levaria a um crescimento na população maior do que o crescimento do PIB. Ainda assim, vários estudos têm apontado que o aumento na renda *per capita* advindo do ganho em capital humano pode ser sobrepujado pelo aumento da população. Neste caso, os efeitos sobre PIB *per capita* podem ser irrelevantes ou mesmo negativos.

Todas as regressões nestas tabelas são estimadas com a variável de interesse em primeira diferença, para tratar o problema de efeito fixo. Enquanto as variáveis de controle apresentam-se com uma defasagem. A variável de interesse aparece significativa e com sinal negativo em todos os modelos. Como o estimador de MQ2E é recorrentemente de maior magnitude que o estimador de MQO, acredita-se que a endogeneidade entre saúde e o crescimento foi tratada. As regressões são feitas, para todo o Brasil e em seguida, constroem-se duas sub amostras auxiliares, uma para o Norte e Nordeste (N e NE) e outra para Sul e Sudeste (S e SE). O objetivo desta divisão é identificar se o impacto da saúde sobre o crescimento varia entre as regiões reconhecidamente mais pobres e ricas do país, o que permite uma análise de robustez dos resultados.

Com base na tabela 5.2 observa-se que, para o Brasil uma redução na mortalidade infantil de 1 unidade implica no crescimento do PIBpc de 1.5%, sendo a princípio este efeito mais forte no N e NE do que no S e SE. Nas regiões mais pobres, uma redução na mortalidade infantil em 1 unidade implica em um crescimento do PIBpc de 7,8% . Enquanto, este mesmo movimento no S e SE implica uma elevação na taxa de crescimento de PIB de 6%.

Quando as variáveis de controle são incluídas (tabela 5.3) observa-se uma pequena elevação nos coeficientes da TMI nos dados para o Brasil (-0.027) e para o N e NE (-0.060), enquanto no S e SE este coeficiente se reduz, para menos da metade (-0.025), tais resultados sugerem a presença de viés de variável omitida. Na análise dos coeficientes das variáveis de controle observa-se a importância da taxa de analfabetismo e da taxa de urbanização, na determinação da taxa de crescimento dos municípios do Brasil e em particular do S e SE. Nestas áreas uma redução (aumento) em um ponto percentual na taxa de analfabetismo (urbanização) leva a um crescimento do PIB *per capita* em 75% (19%) no Brasil e 20% (20%) no S e SE. Estas variáveis, entretanto não se mostraram significantes no N e NE.

Tais resultados revelam que nas regiões mais pobres a taxa de crescimento do PIB *per capita* está fortemente explicada pela redução na taxa de mortalidade infantil. Nestas cidades, provavelmente um aumento da produtividade do trabalho advindo de uma melhoria nas condições de saúde da população seria suficiente para impulsionar o crescimento econômico. Por outro lado, nas regiões mais ricas, embora a taxa de mortalidade infantil seja significativa, a redução nas taxas de analfabetismo torna-se o principal motor do crescimento

indicando que o aumento do capital seria o caminho que leva ao crescimento do PIB *per capita*.

TABELA 5.2. Variável dependente: Log da variação no PIB *per capita*

	MQO			MQ2E		
	BR	N e NE	S e SE	BR	N e NE	S e SE
Δ_{mi}	-0.0038	-0.0015	-0.0109	-0.0153	-0.0782	-0.0640
	(-17.683)	(-5.963)	(-27.210)	(-7.723)	(-2.087)	(-2.499)
<i>Constante</i>	0.2223	0.2658	0.0810	-0.1216	-1.6523	-0.6249
	(-32.413)	(-22.476)	(-8.363)	(-3.899)	(-1.885)	(-2.234)

Estatísticas *t* com erros robustos entre parênteses. As regressões estão especificadas em diferença.

TABELA 5.3. Variável dependente: Log da variação no PIB *per capita*

	MQO			MQ2E		
	BR	N e NE	S e SE	BR	N e NE	S e SE
Δ_{mi}	-0.0024	-0.0008	-0.0068	-0.0271	-0.0602	-0.0250
	(-10.204)	(-3.129)	(-16.212)	(-3.098)	(-1.928)	(-1.898)
<i>%Analfabetos</i> _{<i>t-1</i>}	-0.1301	0.4675	0.5487	-0.7597	-0.5377	-0.1992
	(-4.448)	(-7.393)	(-9.309)	(-2.532)	(-1.334)	(-2.046)
<i>%Urbanização</i> _{<i>t-1</i>}	-0.5248	-0.2632	-0.4465	-0.1890	-0.1205	-0.2057
	(-27.239)	(-7.790)	(-19.101)	(-4.716)	(-1.206)	(-4.963)
<i>%Homens</i> _{<i>t-1</i>}	1.5244	-1.1771	1.7263	-0.3416	-0.5560	-0.8193
	(-5.912)	(-3.175)	(-4.849)	(-0.734)	(-0.408)	(-1.381)
<i>%Ocupados</i> _{<i>t-1</i>}	-1.3591	-0.8189	-1.4259	-0.1769	-0.4537	-0.2859
	(-18.957)	(-6.284)	(-16.538)	(-1.614)	(-1.469)	(-1.725)
<i>Constante</i>	0.2272	0.9791	-0.1175	0.2698	-0.4901	0.4966
	(-1.739)	(-5.016)	(-0.669)	(-1.148)	(-0.697)	(-1.708)

Estatísticas *t* com erros robustos entre parênteses. As regressões estão especificadas em diferença. Nas regressões por MQ2E os instrumentos são os *lags* do saneamento em *t* e em *t* - 1.

As tabelas 5.4 e 5.5 descrevem o comportamento da taxa de crescimento do PIB e da População em função da TMI. Para o Brasil, assim como, para o N e NE o impacto da TMI sobre a taxa de crescimento do PIB é negativa, significativa e superior ao do PIBPc (respectivamente -0.040 e -0.099).

Ou seja, nestas regiões a melhoria nas condições de saúde eleva a taxa de crescimento da população (respectivamente em -0.013 e -0.039) esta população mais saudável teria uma maior produtividade o que aumenta o PIB, como a população também cresceu o impacto sobre o PIBPc existe, porém tem inferior proporção.

TABELA 5.4. Variável dependente: Log da variação no PIB

	MQO			MQ2E		
	BR	N e NE	S e SE	BR	N e NE	S e SE
Δ_{mi}	-0.0027 (-10.813)	-0.0008 (-3.022)	-0.0078 (-17.498)	-0.0406 (-3.871)	-0.0999 (-2.065)	-0.0284 (-1.976)
$\%Analfabetos_{t-1}$	-0.0169 (-0.512)	0.3368 (-4.5580)	0.2666 (-4.2560)	-1.1947 (-3.326)	-1.1969 (-1.921)	-0.5276 (-4.784)
$\%Urbanização_{t-1}$	-0.1836 (-8.239)	-0.1610 (-3.922)	-0.0597 (-2.198)	0.0340 (-0.711)	-0.0123 (-0.079)	0.0919 (-2.074)
$\%Homens_{t-1}$	0.8820 (-2.984)	-0.9185 (-2.073)	1.2478 (-3.000)	-0.9262 (-1.635)	-1.7278 (-0.816)	-1.4330 (-2.177)
$\%Ocupados_{t-1}$	-1.6111 (-20.216)	-1.1767 (-8.184)	-1.5927 (-15.752)	-0.3255 (-2.407)	-0.6658 (-1.406)	-0.3485 (-1.887)
<i>Constante</i>	0.5296 (-3.488)	1.1210 (-4.807)	0.1097 (-0.532)	0.5097 (-1.782)	-0.3982 (-0.366)	0.7616 (-2.374)

Estatísticas t com erros robustos entre parênteses. As regressões estão especificadas em diferença. Nas regressões por MQ2E os instrumentos são os *lags* do saneamento em t e em $t - 1$.

TABELA 5.5. Variável dependente: Log da variação na População

	MQO			MQ2E		
	BR	N e NE	S e SE	BR	N e NE	S e SE
Δ_{mi}	-0.0003 (-3.344)	0.0000 (-0.119)	-0.0010 (-5.517)	-0.0134 (-3.202)	-0.0397 (-2.060)	-0.0034 (-0.583)
$\%Analfabetos_{t-1}$	0.1132 (-7.055)	-0.1307 (-3.405)	-0.2820 (-8.813)	-0.4350 (-3.001)	-0.6592 (-2.582)	-0.3284 (-7.736)
$\%Urbanização_{t-1}$	0.3412 (-28.363)	0.1022 (-5.262)	0.3868 (-27.115)	0.2230 (-11.837)	0.1082 (-1.692)	0.2976 (-17.554)
$\%Homens_{t-1}$	-0.6424 (-3.783)	0.2586 (-1.084)	-0.4785 (-2.193)	-0.5846 (-2.549)	-1.1719 (-1.325)	-0.6137 (-2.607)
$\%Ocupados_{t-1}$	-0.2520 (-6.408)	-0.3578 (-6.181)	-0.1668 (-3.550)	-0.1487 (-2.667)	-0.2121 (-1.102)	-0.0626 (-0.865)
<i>Constante</i>	0.3024 (-3.486)	0.1419 (-1.202)	0.2272 (-2.072)	0.2399 (-2.096)	0.0919 (-0.207)	0.2650 (-2.214)

Estatísticas t com erros robustos entre parênteses. As regressões estão especificadas em diferença. Nas regressões por MQ2E os instrumentos são os *lags* do saneamento em t e em $t - 1$.

No S e SE, a redução na taxa de mortalidade infantil não tem impacto sobre taxa de crescimento da população (-0.003 não significativa). Tal resultado pode ser explicado pela redução da taxa de fecundidade, ou seja, nas regiões mais desenvolvidas uma melhoria nas condições de saúde é acompanhada pela redução no número de filhos por casal de modo que a taxa de crescimento da população fica inalterada. Por conseguinte o impacto da redução da taxa de mortalidade infantil sobre o PIB (-0.028) é praticamente a mesma do que sobre o PIB *per capita* (-0.025).

Em geral, os resultados indicam que a redução da TMI observada no período teve um efeito positivo maior sobre o crescimento econômico naquelas regiões onde existiam condições suficientes de absorver o aumento da população e a melhoria do capital humano, revertendo esse ganho em produtividade e, por conseguinte, num aumento da riqueza. A redução da TMI a partir da década de 1970 levou a um aumento significativo do PIB e do PIBpc no país como um todo. No entanto, quando se olha para as regiões separadamente nota-se que apesar do aumento maior do PIB nas regiões N e NE há um impacto maior da saúde sobre o PIBpc das regiões S e SE.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo, investigar a alegação de que ao elevar as condições de saúde melhora-se o desempenho econômico. Para a consecução deste objetivo, a Taxa de Mortalidade Infantil foi usada como *proxy* para o nível de saúde da população e estimou-se o efeito que a queda observada neste indicador teve sobre o crescimento da economia.

Para solucionar o problema da endogeneidade entre as variáveis do modelo recorreu-se ao índice de domicílios atendidos pela rede geral de esgotos como instrumento na regressão de MQ2E. Este índice mostrou-se fortemente correlacionado com a queda na mortalidade infantil mas, não parece ter sido afetado pelo crescimento econômico no período. A exploração deste fato possibilitou estimar o efeito da TMI sobre a população, PIB e, mais importante, sobre o PIBpc.

Os resultados indicam que a melhoria na saúde da população não teve impacto sobre o conjunto da economia brasileira, mas a análise toma dimensões diferentes quando vista sob um prisma regional. O efeito parece ter sido significativo sobre a população e neste ponto, há indícios de que tal efeito está relacionado às diferenças na queda da taxa de fecundidade e futuras investigações são necessárias. O efeito sobre o PIBpc é perceptível para o Brasil e diferenciado para as regiões analisadas separadamente. Efeitos maiores são observados para o S e SE do que nas regiões N e NE.

Esses resultados não deixam de suscitar um debate sobre o alcance das políticas de melhoria da saúde da população. Parece evidente que elas têm impacto sobre a produtividade e, por conseguinte, sobre a riqueza. Mas para que seus efeitos sejam plenamente sentidos é necessário ampliar a oferta de outros fatores como educação e a infraestrutura. Se a melhora ocorre apenas numa das áreas enquanto as demais permanecem deficientes, o resultado parece ser inferior ao esperado. No geral, deve-se ter em mente que melhorar a saúde é apenas um dos requisitos indispensáveis ao crescimento econômico e, obviamente estudos adicionais sobre os efeitos da saúde na economia estão na agenda de pesquisa.

REFERÊNCIAS

- Acemoglu, D. & Johnson, S. (2007), 'Disease and development the effect of life expectancy on economic growth', *Journal of Political Economy* **115**(6), 925–985.
- Akachia, Y. & Canninga, D. (2009), Health human capital in developing countries: Evidence from infant mortality rates and adult heights, Technical report, Harvard School of Public Health.

- Alves, D. & Belluzzo, W. (2005), Child health and infant mortality in brazil, RES Working Papers 3187, Inter-American Development Bank, Research Department. URL <http://ideas.repec.org/p/idb/wpaper/3187.html>.
- Ashraf, Q., Lester, A. & Weil, D. (2008), When does improving health raise gdp?, Working Papers 2008-7, Brown University, Department of Economics.
- Becker, G. S., Philipson, T. J. & Soares, R. R. (2005), 'The quantity and quality of life and the evolution of world inequality', *American Economic Review* **95**(1), 277–291.
- Carmo, E. H., Barreto, M. L. & da Silva Jr, J. B. (2003), 'Mudanças nos padrões de morbimortalidade da população brasileira: os desafios para um novo século', *Epidemiol. Serv. Saúde* **12**(2), 63–75.
- DPIS (1999), Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no brasil, Technical Report 2, Departamento da População e Indicadores Sociais do IBGE, Rio de Janeiro.
- Esrey, S. A., Potash, J. B., Roberts, L. & Shiff, C. (1991), 'Effects of improved water supply and sanitation on ascariasis, diarrhoea, dracunculiasis, hookworm infection, schistosomiasis, and trachoma.', *Bull World Health Organ.* **69**(5), 609–621.
- Faria, R. C., Nogueira, J. M. A. & Mueller, B. A. (2005), 'Políticas de precificação do setor de saneamento urbano no brasil: as evidências do equilíbrio de baixo nível', *Estudos Econômicos (São Paulo)* **35**, 481–518.
- Ferreira, C. E. C. (1992), 'Saneamento e mortalidade infantil', *São Paulo perspect;* **6**(4), 62–69.
- Gallup, J. L. & Sachs, J. D. (2001), 'The economic burden of malaria', *Am J Trop Med Hyg* **64**(1), 85–96.
- Gorter, A. C., Sandiford, P., Smith, G. D. & Pauw, J. P. (1991), 'Water supply, sanitation and diarrhoeal disease in nicaragua: Results from a case-control study', *International Journal of Epidemiology* **20**(2), 527–533.
- IBGE (1986), *Anuário estatístico do Brasil (1986)*, Vol. 47, 2 ed ed., Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.
- IBGE (2000), Pesquisa nacional de saneamento básico 2000, CD-ROM 1, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.
- IBGE (2001), *Anuário Estatístico do Brasil de 2001*, Vol. 61, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.
- IPEA (1995), Diagnóstico do setor saneamento: Estudo econômico e financeiro, in 'Aliança Pesquisa e Desenvolvimento', Vol. 7 of *Série Modernização do Setor Saneamento*, IPEA, Brasília.
- Ipeadata (2010), 'Instituto de pesquisa econômica aplicada', on-line. URL <http://www.ipeadata.gov.br/>.
- Leal, M. C. & Szwarcwald, C. L. (1996), 'Evolução da mortalidade neonatal no estado do rio de janeiro, brasil, de 1979 a 1993. 1 - análise por grupo etário segundo região de residência', *Revista de Saúde Pública* **30**, 403–412.
- Lewis, M. (1979), 'Sanitation, intestinal infections, and infant mortality in late victorian sydney', *Med Hist.* **23**(3), 325–338.
- Neri, C. M. C. (2007), Trata brasil: Saneamento e saúde, Technical report, FGV-IBRE, Rio de Janeiro.
- Preston, S. H. (1975), 'The changing relation between mortality and level of economic development', *Population Studies* **29**(2), 231–248.
- Pritchett, L. & Summers, L. H. (1996), 'Wealthier is healthier', *The Journal of Human Resources* **31**(4), 841–868.
- Reidpath, D. D. & Allotey, P. (2003), 'Infant mortality rate as an indicator of population health', *Journal of Epidemiol Community Health* **5**(57), 344–346.

- Roberts, L. (1997), Conclusions from the literature: an overview of epidemiological associations between water, sanitation and disease, *in* C. E. Ltda., ed., 'Saneamento a Saúde em países em desenvolvimento', Leo Heller and et al., Rio de Janeiro, pp. 220–237.
- Simões, C. C. S. (1997), A mortalidade infantil na transição da mortalidade no brasil: um estudo comparativo entre o nordeste e o sudeste, Tese de doutorado, Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR), Belo Horizonte.
- Soares, R. R. (2007), Health and the evolution of welfare across brazilian municipalities, IZA Discussion Papers 2771, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Stock, J. H., Wright, J. H. & Yogo, M. (2002), 'A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments', *Journal of Business & Economic Statistics* **20**(4), 518–529.
- Yunes, J. (1981), 'Evolução da mortalidade infantil e mortalidade infantil proporcional no brasil', *Pediatrics (São Paulo)* **3**(1), 42–53.