

TANARA ROSÂNGELA VIEIRA SOUSA

**UM ESTUDO DO *STATUS* DE SAÚDE NOS ESTADOS DA REGIÃO NORDESTE DO
BRASIL, ATRAVÉS DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL, NO PERÍODO
1991-2000: UMA INVESTIGAÇÃO POR DADOS EM PAINEL**

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

JOÃO PESSOA – PB

2005

TANARA ROSÂNGELA VIEIRA SOUSA

**UM ESTUDO DO *STATUS* DE SAÚDE NOS ESTADOS DA REGIÃO NORDESTE DO
BRASIL, ATRAVÉS DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL, NO PERÍODO
1991-2000: UMA INVESTIGAÇÃO POR DADOS EM PAINEL**

Dissertação de Mestrado em Economia,
apresentada como requisito para obtenção do
grau de Mestre em Economia do Programa de
Pós-Graduação em Economia da Universidade
Federal da Paraíba.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Amilton Maia Leite Filho

JOÃO PESSOA – PB

2005

S725u Sousa, Tanara Rosângela Vieira

Um estudo do *status* de saúde nos estados da Região Nordeste do Brasil, através da taxa de mortalidade infantil, no período 1991-2000: uma investigação por dados em painel / Tanara Rosângela Vieira Sousa – João Pessoa, 2005.

66 p.

Orientador: Paulo Amilton Maia Leite Filho

Dissertação (Mestrado) – UFPB/CCSA

1. Economia da Saúde 2. Taxa de Mortalidade Infantil 3. Dados em Painel 4. Região Nordeste do Brasil.

UFPB/BC

CDU _33:614(043)

TANARA ROSÂNGELA VIEIRA SOUSA

**UM ESTUDO DO *STATUS* DE SAÚDE NOS ESTADOS DA REGIÃO NORDESTE DO
BRASIL, ATRAVÉS DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL, NO PERÍODO
1991-2000: UMA INVESTIGAÇÃO POR DADOS EM PAINEL**

Aprovada em 01 / 03 / 2005.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Paulo Amilton Maia Leite Filho
Orientador – Universidade Federal da Paraíba/PPGE

Prof. Dr. Francisco de Souza Ramos
Examinador Externo – Universidade Federal de Pernambuco/PIMES

Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia
Examinador Interno – Universidade Federal da Paraíba/PPGE

Dedico à pessoa que além de dar-me a vida, amamentar-me, ensinar-me a caminhar e me passar seus melhores valores, iniciou-me no mundo do saber: minha mãe, que foi também minha primeira professora...

AGRADECIMENTOS

À minha família, que me apoiou no período que estive longe, e que mesmo diante de minhas lágrimas me encorajaram para que meu objetivo fosse atingido.

Ao Professor Paulo Amilton, por aceitar ser meu Orientador e Tutor e pelo apoio às minhas escolhas e decisões, além das contribuições a esta dissertação.

Ao Professor Sinézio, por me aceitar como sua ‘Estagiária Docente’ compartilhando seus conhecimentos sobre o ensino superior, pelas contribuições a esta dissertação e participação na banca examinadora.

Ao Professor Dr. Francisco de Souza Ramos que gentilmente concordou em participar da banca examinadora e pelas contribuições.

Aos demais Professores do PPGE/UFPB, que nos mostraram ‘o que fazer’, e ‘o que não fazer’ em uma sala de aula.

Aos colaboradores do Mestrado: Terezinha e Riva por sua dedicação e presteza.

À também colaboradora, mas principalmente amiga: Glória, pelo apoio e amizade que permanecerá.

Às grandes companheiras e amigas de todas as horas, Mércia e Janaína: nossa amizade se moldou nos momentos de *stress* e até mesmo desespero ao longo do curso de Mestrado, e tenho certeza que continuará mesmo à distância.

Aos demais colegas do Mestrado, alunos do Estágio Docência, e outros amigos da Graduação em Economia da UFPB, em especial a Keynis; e a amiga Adla que conheci através dela.

Aos novos colegas do PPGE/UFRGS, pelo apoio, auxílio em minha dissertação e ótima recepção antes mesmo de minha entrada no Doutorado, em especial a Flávio, Márcia, Paulo Jacinto e Everton.

A CAPES, pelo auxílio financeiro que permitiu que eu concluísse este curso.

A Roi, que mesmo longe, esteve comigo com todo o seu amor...

Reconhecemos que, para além das responsabilidades que todos temos perante as nossas sociedades, temos a responsabilidade colectiva de respeitar e defender os princípios da dignidade humana, da igualdade e da equidade, a nível mundial. [...] temos, pois, um dever para com todos os habitantes do planeta, em especial para com os mais desfavorecidos e, em particular, as crianças do mundo, a quem pertence o futuro (NAÇÕES UNIDAS, Declaração do Milênio, 2000).

RESUMO

Saúde é a base para a produtividade do trabalho, para a capacidade de crescer intelectual, física e emocionalmente contribuindo para a redução da pobreza e para o desenvolvimento econômico de longo prazo. A taxa de mortalidade infantil, por estimar o número de crianças que sobreviverão ao seu primeiro ano de vida, é um bom indicador da qualidade de vida e do *status* de saúde de toda a população. A necessidade de investigação dos efeitos de políticas públicas diretamente na área de saúde, planejamento familiar, educação e geração de renda - para o estado de saúde da população – fazem com que este estudo tenha como objetivo verificar quais fatores foram determinantes do *status* de saúde, numa análise através da taxa de mortalidade infantil, de cada estado da Região Nordeste do Brasil no período 1991-2000. A partir de uma revisão da literatura da economia da saúde e da seleção de modelos teóricos e trabalhos empíricos que revelam os principais determinantes da redução da mortalidade infantil, utilizou-se a taxa de mortalidade infantil como *proxy* para o *status* de saúde, tendo como variáveis dependentes: os serviços e cuidados médicos, os serviços de saneamento e saúde pública disponíveis, e o *status* socioeconômico da população. Através do uso de ‘dados em painel’, com dados do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), empregados para calcular o IDH e de gastos com saúde e saneamento da Secretaria do Tesouro para os anos de 1991 e 2000, dos municípios dos estados de Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe; foram obtidos resultados que corroboram os resultados encontrados na literatura, onde o maior acesso à educação, redução da taxa de fecundidade, aumento da renda, e do acesso à água encanada foram os principais determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil e melhora do *status* de saúde da população da Região Nordeste do Brasil. Conclui-se, portanto, 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.

Palavras-chave: Economia da Saúde. Taxa de Mortalidade Infantil. Dados em Painel. Região Nordeste do Brasil.

JEL: H51. I12. I18. C23.

ABSTRACT

Health is the base for the work's productivity, the capacity to grow intellectual, physics and emotionally contributing for reduction of the poverty and for long-term economic development. The infant mortality rate, for estimate the number of children that will survive your first year of life, is a good indicator of life's quality and of the population's health status. The necessity of investigation of the effects of public policies directly in health, family planning, education and generation of income - for verification of the population's health conditions – it does with that this study has as objective to verify which factors were determinants of the health status, in an analysis through the infant mortality rate, of each state of the Northeast Region of Brazil in the period 1991-2000. Starting from a revision of the literature of the health economy and of the selection of theoretical models and of empiric works that reveal the principal determinant of the reduction of the infant mortality, the infant mortality rate was used as proxy for the health's status, it has as dependent variables: medical cares, sanitations and population's socioeconomic status.

Through the use of 'panel data', with data of United Nations Development Program (UNDP), used for to calculate IDH and data of expenditure with health and sanitation, of the 'Secretaria do Tesouro' for the years of 1991 and 2000, of the municipal districts of the states of Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte and Sergipe; it was obtained results that corroborate the results found in the literature, where the largest access to education, reduction of fertility rate, increase of income, and of access to canalized water were the principal determinant of reduction of infant mortality rate and it gets better of the population's health status of the Northeast Region of Brazil. Finally, therefore, that public policies of social inclusion, as access to sanitation, education, programs of family planning, and of increase of the income; they are the most effective ways of reducing the infant mortality rates, and like this to improve the health status and the population welfare.

Key Words: Health Economy. Infant Mortality Rate. Panel Data. Northeast Region of Brazil.

LISTA DE FIGURAS E TABELAS

Figura 1 – Evolução da taxa de mortalidade infantil – Brasil e regiões – 1930-2000	11
Figura 2 - Taxa de mortalidade infantil – Brasil e Região Nordeste – 1991-2000	12
Figura 3 - Distribuição espacial das taxas de mortalidade infantil – Região Nordeste – 1991-2000	65
Tabela 1 - Resultados de dados em painel para o estado de Alagoas	40
Tabela 2 - Resultados de dados em painel para o estado da Bahia	41
Tabela 3 - Resultados de dados em painel para o estado do Ceará	42
Tabela 4 - Resultados de dados em painel para o estado do Maranhão	43
Tabela 5 - Resultados de dados em painel para o estado da Paraíba	44
Tabela 6 - Resultados de dados em painel para o estado de Pernambuco	44
Tabela 7 - Resultados de dados em painel para o estado do Piauí	45
Tabela 8 - Resultados de dados em painel para o estado do Rio Grande do Norte	46
Tabela 9 - Resultados de dados em painel para o estado de Sergipe	47
Tabela 10 - Resultados de dados em painel para os estados da Região Nordeste usando o software Eviews 4.....	62
Tabela 11 - Taxas de mortalidade infantil em 2001 – Brasil e regiões	65
Tabela 12 - Indicadores – estados da Região Nordeste – 1991–2000	66

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	10
OBJETIVOS	13
1 O IMPACTO DO DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO NO <i>STATUS</i> DE SAÚDE E NA MORTALIDADE INFANTIL	15
1.1 ESTUDOS SOBRE A DEMANDA POR SAÚDE	15
1.2 ESTUDOS DO IMPACTO DO DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO NO <i>STATUS</i> DE SAÚDE	19
1.2.1 A taxa de mortalidade infantil	19
1.2.2 Os determinantes da redução da mortalidade infantil	20
2 MODELOS DE DEMANDA POR SAÚDE E VERIFICAÇÃO EMPÍRICA	26
2.1 MODELO TÉORICO	26
2.1.1 Especificação do modelo e fonte dos dados	33
2.2 MODELO ECONÔMETRICO	36
3 O <i>STATUS</i> DE SAÚDE NA REGIÃO NORDESTE DO BRASIL	39
3.1 RESULTADOS	39
3.2 DISCUSSÕES	47
CONCLUSÃO	50
REFERÊNCIAS	53
BIBLIOGRAFIA CONSULTADA	57
APÊNDICE	61
ANEXOS	64

INTRODUÇÃO

Saúde é a base para a produtividade do trabalho, para a capacidade de crescer intelectual, física e emocionalmente. Saúde e educação são as duas bases do capital humano¹. Uma boa saúde contribui para a redução da pobreza e para o desenvolvimento econômico de longo prazo (SACHS, 2001).

A taxa de mortalidade infantil, por estimar o número de crianças que sobreviverão ao seu primeiro ano de vida, é um bom indicador da qualidade de vida e do *status*² de saúde de toda a população³. Segundo o World Bank (2003), altas taxas de mortalidade infantil estão correlacionadas a baixos níveis socioeconômicos da população, que podem ser quantificados através 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.

Além disso, as preocupações com a saúde infantil e a pobreza são mundiais, e a necessidade de “criar um clima – tanto em nível nacional como mundial – que conduza ao desenvolvimento e à eliminação da pobreza” (ASSEMBLEIA GERAL 55/2, parágrafo 12 *apud* UNITED NATIONS, 2001b) fez com que da Cúpula da Organização das Nações Unidas (ONU), realizada em 2000, resultasse no estabelecimento de objetivos e metas, contidos na Declaração do Milênio, cuja quarta meta é: “reduzir, até essa data [2015], [...] a mortalidade de crianças com menos de cinco anos em dois terços, em relação às taxas actuais” (UNITED NATIONS, 2001a).

¹ Schultz, Becker e Sen receberam seus prêmios Nobel por estudos nesta área.

² Utiliza-se a expressão ‘*status* de saúde’ para referir-se ao estado de saúde da população de determinada região, que pode ser indicada por índices como a taxa de mortalidade infantil, a expectativa de vida desta população, a taxa de morbidade, e outros índices que captem características relevantes da saúde da população.

³ Ver mais definições do termo ‘taxa de mortalidade infantil’ na seção 1.2.1.

O Brasil passou por diversas mudanças ao longo das últimas décadas do século XX e encontra-se entre os 15 maiores Produtos Internos Brutos (PIBs) do mundo, mas quanto aos ganhos sociais, os números são ainda modestos: a posição brasileira no ranking do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) é a 65ª, para dados de 2003 (GLOBALINVEST, 2003; PNUD, 2003). E quanto à taxa de mortalidade infantil, encontra-se na 100ª posição entre os 192 países analisados pela ONU (GIANNECCHINI, 2004).

De acordo com o relatório da Organização Não-Governamental (ONG) Rede de Monitoramento Amiga da Criança (RMAC), a taxa de mortalidade infantil brasileira, que em 1990, era de 47.5; 30.6, em 2000; 27.8, em 2002; até 2010, deve chegar a 19.8 num primeiro passo para atingir a redução de 2/3 (referente aos valores de 2000) até 2015 - cerca de 10 mortes por mil nascidos vivos (GIANNECCHINI, 2004).

A redução das taxas de mortalidade infantil vem ocorrendo ao longo das décadas em todas as regiões brasileiras. Segundo Quiroga e Rezende (2003), as taxas de mortalidade têm seguido uma tendência de queda, mas esse progresso se dá de maneira desigual. A taxa de redução de mortalidade infantil até a década de sessenta manteve-se a menos de 10% a cada década, para a média brasileira; e as maiores reduções só começaram a partir dos anos setenta (com a aceleração da urbanização e melhora das condições de saneamento) quando a diferença para a década de oitenta foi de 28%, para a média nacional. No entanto, a velocidade de redução da taxa de mortalidade infantil da Região Nordeste foi mais lenta que nas outras regiões, com maiores ganhos apenas na última década, mas mantendo-se bem acima da média brasileira (Figura 1).

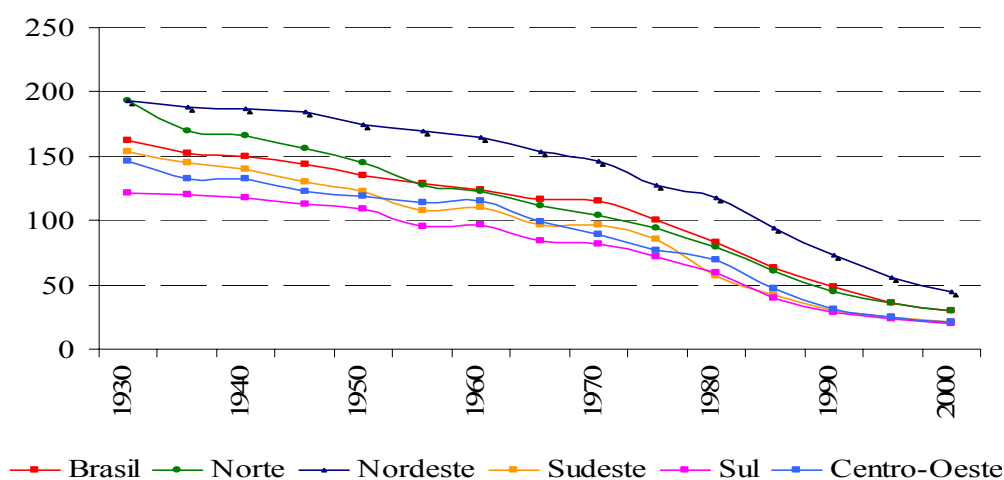


Figura 1 - Evolução da taxa de mortalidade infantil – Brasil e regiões – 1930-2000

Fonte: IBGE *apud* SIMÕES (2003).

Embora tenha apresentado melhoras em seus indicadores sociais, o Brasil ostenta grandes disparidades regionais, principalmente no que se refere à Região Nordeste⁴, que concentra 28.1% da população brasileira, mas cuja participação no PIB é de apenas 13.1% e onde a esperança de vida ao nascer, de 65.1 anos, fica também abaixo da média brasileira, que é de 68.6. A taxa de mortalidade infantil é ainda mais díspar: 47.3, o que representa um acréscimo de cerca de 55% sobre a média nacional de 2000 (BRASILEIRO, 2003; PNUD, 2003).

Segundos dados do Ministério da Saúde, dos óbitos ocorridos em 2001, na Região Nordeste, 10.6% foram crianças menores de um ano de idade e das mortes por doenças infecciosas e parasitárias, 26.4% estavam nesta faixa etária (BRASIL, 2003a). Os estados do Maranhão e da Paraíba são os que carregam as maiores taxas de mortalidade infantil do país, apresentando valores considerados *altos*⁵: 55.8 e 51.5, respectivamente (PNUD, 2003).

Durante o período 1991-2000, as taxas de mortalidade infantil na região Nordeste reduziram-se cerca de 30% e os estados que obtiveram maior redução foram os estados do Rio Grande do Norte, Bahia, Ceará e Alagoas, respectivamente (Figura 2).

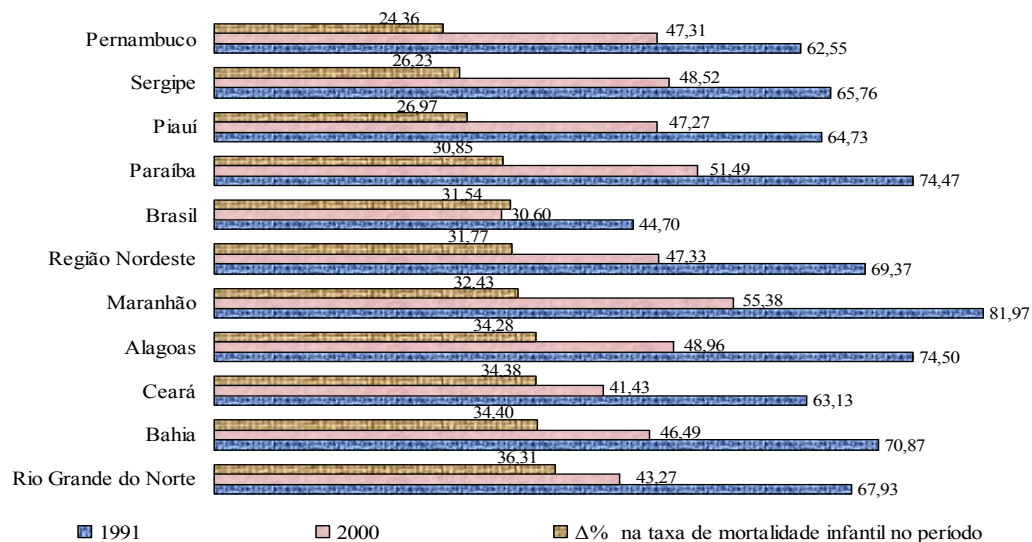


Figura 2 - Taxa de mortalidade infantil e variação percentual no período 1991-2000 – Brasil e Região Nordeste

Fonte: PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2003).

Nota: Estados em ordem crescente pela variação da taxa de mortalidade infantil no período.

⁴ Além de desigualdades raciais, pois segundo Giannecchini (2004) crianças negras e índias são mais vulneráveis a mortalidade infantil, assim como as crianças residentes em áreas de favelas, o que acaba por mascarar os índices de regiões mais desenvolvidas como as grandes cidades da Região Sudeste e Sul; mas que não serão alvo de estudo neste trabalho.

⁵ Ver classificação na seção 1.2.1.

O estado do Maranhão apesar de manter a posição de estado com a maior taxa, foi o quinto estado da região em redução da mortalidade infantil. Enquanto isso, Pernambuco perdeu sua posição de estado com menor taxa, devido a menor redução em relação a outros estados (apenas 24.4% enquanto estados como Rio Grande do Norte e Ceará tiveram redução de 36.3 e 34.4% respectivamente) (Figura 2).

Indicadores como a taxa de mortalidade infantil, além de denunciarem o *status* da saúde e desenvolvimento socioeconômico da população, refletem a eficácia das políticas públicas implementadas nas áreas de saúde⁶, educação, saneamento, bem como geração e distribuição de renda.

A necessidade de investigação dos efeitos de políticas públicas diretamente na área de saúde, planejamento familiar, educação e geração de renda - para a verificação do estado de saúde da população - e assim, estimular o direcionamento destas, para áreas onde os resultados são mais eficazes instigam o seguinte questionamento: quais fatores foram determinantes do *status* de saúde dos estados da Região Nordeste do Brasil, no período 1991-2000?

OBJETIVOS

O objetivo geral deste trabalho é verificar quais fatores foram os determinantes do *status* de saúde, numa análise através da taxa de mortalidade infantil, de cada estado da Região Nordeste do Brasil no período 1991-2000.

Os objetivos específicos são:

- a) Revisar na literatura da economia da saúde, o impacto do desenvolvimento socioeconômico no *status* de saúde e na mortalidade infantil,
- b) Identificar nos modelos de demanda por saúde, variáveis significativas para o *status* de saúde, com a finalidade de utilizá-las no modelo econométrico;
- c) Verificar, através da metodologia de dados em painel, o *status* de saúde de cada estado da Região Nordeste no período de 1991-2000.

⁶ Conforme van Zon e Muysken (2001) os custos com saúde nas economias ocidentais ficam entre 8 e 9% do PIB, enquanto os gastos com educação por volta de 6 e 7%.

Esta dissertação está organizada em 5 capítulos: além desta introdução, que apresenta uma visão geral sobre o assunto tratado, os objetivos e o modo como está estruturada; o capítulo 1 trata do referencial teórico, além de uma revisão da literatura pertinente, que serviu como base para a estratégia empírica, o modelo econométrico por dados em painel, assim como a especificação do modelo e dos dados, no capítulo 2. O capítulo 3 trata da apresentação dos resultados de dados em painel e discussões; o último capítulo corresponde à Conclusão. Esta dissertação conta ainda com Referências, Bibliografia Consultada, Apêndice e Anexos.

1 O IMPACTO DO DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO NO *STATUS* DE SAÚDE E NA MORTALIDADE INFANTIL

O estudo da saúde e de indicadores desta, como a taxa de mortalidade infantil, e suas implicações econômicas propiciaram diversos estudos relativos à demanda por saúde e ao impacto do desenvolvimento socioeconômico sobre o estado de saúde da população e da mortalidade infantil, que foram consultados, visando enriquecer o presente trabalho com algum conhecimento acumulado a respeito do tema em questão. A apresentação dos primeiros trabalhos sobre demanda por saúde e cuidados médicos mostra-se relevante pela sua contribuição aos estudos posteriores. A síntese dos textos selecionados é apresentada a seguir.

1.1 ESTUDOS SOBRE A DEMANDA POR SAÚDE

Em seu trabalho de 1963, *Arrow* focaliza a ‘indústria de cuidados médicos’, e distingue esta da ‘de saúde’ pela maior complexidade desta última. Destaca que os fatores causais da saúde são muitos e que ‘cuidados médicos’ é apenas um deles, sendo que renda, nutrição, condições sanitárias são muitos mais significantes. O autor discute ainda o modo de operação da ‘indústria’ e a eficácia com que satisfaz as necessidades da sociedade, destacando as particularidades do setor (ARROW, 1963).

Grossman (1972), em seu trabalho teórico, vêm preencher um *gap* entre teoria e empirismo na análise da saúde, e cita trabalhos que não desenvolveram modelos comportamentais que predissessem os efeitos que são de fato observados⁷. O modelo desenvolvido explica as variações na saúde e nos cuidados médicos, propondo a saúde como

⁷ Cita os trabalhos de Adelman (1963); Fuchs (1965); Larmore (1967); Newhouse (1968); Auster, Leveson e Scheck (1969).

um estoque de capital durável, que produz um tempo de vida saudável e que os indivíduos herdaram estoques iniciais, que depreciam com a idade e podem ser aumentados por investimentos.

O estoque ótimo de capital saúde é determinado em qualquer idade, comparando a eficiência marginal deste capital, em termos do preço de investimento total. Cada indivíduo tem uma curva de demanda negativamente inclinada por capital saúde que relaciona a eficiência marginal do capital com o estoque⁸, e uma curva de oferta infinitamente elástica. O estoque de saúde de equilíbrio é determinado pela intersecção destas curvas.

O modelo inclui ainda uma taxa de depreciação, que aumenta conforme a idade do indivíduo, pelo menos depois de algum ponto do ciclo de vida; e ao mesmo tempo, as despesas com cuidados médicos elevam-se com a idade. A demanda por saúde e cuidados médicos dos consumidores deve ser positivamente correlacionada com seus salários, e como a educação aumenta a eficiência com que os investimentos em saúde são produzidos, então os mais educados demandam um maior estoque de saúde.

No entanto, Grossman (1972) alerta que, dada uma curva de demanda relativamente inelástica, a correlação entre *outlays* de saúde e educação seria negativa. Uma das vantagens deste modelo é que o mesmo permite estudar os efeitos de variáveis demográficas como idade e educação sem assumir que estas variáveis sejam correlacionadas, positivamente ou negativamente, com as preferências por saúde dos consumidores⁹.

O estudo de Rosenzweig e Schultz (1983) destaca que os modelos de produção familiar, encontrados na literatura até então¹⁰, dizem que os processos biológicos humanos têm insumos de saúde condicionados a escolhas feitas pelas famílias, através de preços e renda, o que conseqüentemente, se há variações exógenas nos estoques de saúde que são conhecidos pelos indivíduos, mas não pelo pesquisador (heterogeneidade de saúde), conduz a correlações entre *inputs* e *outcomes* de saúde, das quais não podem ser derivadas conclusões causais.

Segundo os autores, para a obtenção de estimativas consistentes de tecnologia de saúde, há a necessidade de um modelo comportamental, no qual, variáveis de *inputs* de saúde são escolhidas, como cuidados médicos, tabagismo, taxa de fecundidade, peso ao nascimento e crescimento fetal. Neste estudo a tecnologia da saúde é estimada diretamente, pertencendo à

⁸ A curva de demanda inclina-se para baixo devido à redução da produtividade marginal do capital saúde.

⁹ Ver mais detalhes deste modelo e de outros pertinentes, na seção 2.1 e nos originais.

¹⁰ Como em Goldman e Grossman (1978); Liebowitz e Fridman (1979) e Edwards e Grossman (1979).

produção de peso ao nascer e crescimento fetal. O modelo determina que o comportamento materno é sujeito a variações nos preços, na renda e nos ‘dons’ de saúde exógenos. Para testar tal modelo, os autores utilizaram-se de equações simultâneas com dados de nove mil nascimentos nos Estados Unidos entre 1967 e 1969.

Posteriormente, Panis e Lillard (1994), em seu estudo sobre a Malásia, para o período de 1950-1988, relacionam a mortalidade infantil ao acesso a cuidados médicos, desenvolvendo para isso, um modelo de riscos de mortalidade fetal e pós-neonatal e demanda por acompanhamento pré-natal e cuidados no parto. Usam a função de utilidade dos casais de tornarem-se pais, restrita a uma função de produção de sobrevivência infantil em que os serviços públicos de saúde são *inputs*.

Os resultados deste trabalho, que utiliza equações simultâneas, indicam que a oferta dos serviços públicos de saúde tem efeitos fortemente benéficos na probabilidade de sobrevivência infantil, assim como o nível educacional das mães é fortemente associado à demanda por cuidados médicos; além de mostrar que os riscos de mortalidade pós-neonatal não são independentes da sobrevivência fetal; além de demonstrar que as altas taxas de mortalidade infantil entre mães jovens são parcialmente explicadas pela sua baixa demanda por cuidados médicos.

Em Lavy *et al.* (1996), a análise dos efeitos da qualidade e acessibilidade dos serviços e infra-estrutura pública na saúde das crianças de Gana, foca o nível de sobrevivência infantil, tamanho e peso das crianças, com a estimação de um modelo *Weibull survival equations* que integra tecnologia da saúde e decisões de alocação das famílias, onde probabilidade de sobrevivência infantil e a antropometria¹¹ são produtos da tecnologia da saúde.

Os resultados deste trabalho indicam um importante papel das políticas de saúde na redução das disparidades rural-urbana no *status* de saúde e particularmente na melhora deste para as crianças da zona rural, reduzindo as taxas de mortalidade infantil, principalmente no que se refere ao acesso aos serviços de pré-natal e outros programas relacionados à criança, como melhoria da infra-estrutura de água e saneamento¹².

Phelps (1997) desenvolve a estrutura teórica de demanda por saúde desde a curva de indiferença por saúde, individual e agregada; efeitos de aumentos na renda, como medir a elasticidade-preço da demanda por cuidados de saúde; e a necessidade de trabalhar com uma

¹¹ Conhecimento das dimensões das diversas partes do corpo humano, como peso, altura, entre outros.

¹² Estes com resultados imediatos.

função de produção de saúde com muitos insumos. O autor cita também trabalhos empíricos e suas aplicações¹³.

Deb e Trivedi (2002) analisam estratégias empíricas para demanda por serviços de saúde, e utilizam um modelo baseado em uma variante do *latent class model*¹⁴ (LCM), o *two part model* (TPM), onde a primeira parte do modelo é de respostas binárias que descrevem a distinção entre os não usuários e usuários dos serviços de saúde. A segunda parte descreve a distribuição de uso condicional.

Em economia da saúde o TPM é predominantemente usado para modelos de despesas de saúde, e sua estrutura é igualmente aplicável para resultados discretos ou contínuos. É apoiado empiricamente por variáveis explicativas que fazem frequentemente papéis diferentes nas duas partes do modelo; além de estar baseado em sua conexão a um modelo de principal-agente¹⁵. Utilizam dados *RAND Health Insurance Experiment* (RHIE). Os resultados apresentam evidências a favor da utilização do LCM quando comparado ao TPM, utilizando estes dados.

Dow, Gonzalez e Rosero-Bixby (2003) estudam como as intervenções governamentais através de programas de seguros de saúde melhoram efetivamente a saúde. Para isso analisaram a mortalidade infantil a partir do programa de expansão dos seguros de saúde na Costa Rica, em modelos de nível individual. Os resultados teóricos e empíricos indicam que a agregação pode introduzir vieses significativos para cima nos efeitos de seguro; e que embora estatisticamente significantes, as magnitudes do efeito do seguro de saúde sobre a mortalidade infantil foi pequeno.

Diaz (2003) analisa as desigualdades socioeconômicas na área da saúde no Brasil, por meio da mensuração de índice de concentração para a variável ‘auto-avaliação’ do estado de saúde, com dados originados pela Pesquisa Domiciliar sobre Padrões de Vida (PPV), realizada pelo IBGE, no período de março de 1996 a março de 1997, em convênio com o Banco Mundial.

Segundo o autor, existem diferenças estatisticamente significativas entre índices calculados a partir de variáveis características do nível socioeconômico dos indivíduos. Neste

¹³ Trabalhos que estimam a elasticidade-preço da demanda, como Feldstein (1971); Davis e Russel (1972); Rosenthal, (1970); Phelps e Newhouse (1972) Scitovsky e Snyder (1971); Rosset e Huang (1973); Keller *et al.* (1988).

¹⁴ O modelo *LCM* foca na diferença entre a estrutura estatística que distingue usuários infreqüentes e freqüentes e o modelo *TPM* distingue entre não-usuários e usuários.

¹⁵ Por exemplo, Zweifel (1981).

caso, os indicadores calculados a partir da classificação baseada na variável renda indicaram, sistematicamente, a presença de desigualdades na saúde ligeiramente superiores aquelas identificadas a partir da utilização das despesas familiares. Todas as simulações realizadas revelaram a presença de desigualdades que favorecem os indivíduos pertencentes às camadas mais elevadas das escalas socioeconômicas adotadas.

1.2 ESTUDOS DO IMPACTO DO DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO NO *STATUS* DE SAÚDE

Um dos indicadores comumente usado para avaliar as condições de vida e saúde da população é a situação da mortalidade infantil. O uso da taxa de mortalidade infantil, neste estudo, é devido a:

... sua estreita relação com as classes sociais através de um gradiente de mortalidade e a sua sensibilidade diante de mudanças sociais e econômicas. A maior vulnerabilidade das crianças menores de um ano é atestada pela maneira dramática e contundente de suas reações aos agravos e às privações proporcionadas pelo meio onde vivem (LEITE e SILVA, 2004).

1.2.1 A taxa de mortalidade infantil

A taxa de mortalidade infantil é um índice usado para mensurar ganhos na qualidade de vida no que se refere à nutrição, acesso à água tratada e saneamento, assim como a serviços de saúde. Segundo Simões (2003), a taxa de mortalidade infantil é usada para analisar variações geográficas e temporais da mortalidade infantil, na identificação de tendências e situações de desigualdade, bem como contribuir na avaliação dos níveis de saúde e de desenvolvimento socioeconômico da população, e no direcionamento de políticas de planejamento e gestão de recursos públicos voltados para a área de saúde.

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, no ano considerado. Pode ser usada para estimar o risco de morte dos nascidos vivos, ou ainda o

número de crianças que não irão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada mil crianças nascidas vivas, e é calculada de forma direta através da seguinte forma¹⁶:

$$\frac{\text{número de óbitos de residentes com menos de um ano de idade}}{\text{número total de nascidos vivos de mães residentes}} \times 1000$$

Segundo Brasil (2003b)¹⁷, as taxas de mortalidade infantil são geralmente classificadas em *altas* quando são maiores que 50 óbitos por mil nascidos vivos; *médias*, quando de 20 a 49 óbitos e *baixas*, quando menores que 20 óbitos por mil crianças nascidas vivas.

Os componentes da mortalidade infantil são a mortalidade neonatal precoce, de 0 a 6 dias de vida; a neonatal tardia, de 7 a 27 dias de vida; e a pós-neonatal, que corresponde ao período de 28 a 364 dias de vida: quando determinada região possui baixa taxa de mortalidade infantil, é por que seu componente de morte neonatal (com predomínio da mortalidade neonatal precoce) é predominante; e quando a taxa é alta, o seu principal componente é a mortalidade pós-neonatal, o que reflete problemas que não são relacionados a doenças congênitas como no caso da neonatal, mas sim a baixos níveis de saúde e de desenvolvimento socioeconômico¹⁸.

1.2.2 Os determinantes da redução da mortalidade infantil

Conforme o World Bank (2003), os ganhos na redução da mortalidade infantil estão ligados normalmente a ganhos de qualidade de vida da população, como redução da taxa de fecundidade, aumento da escolaridade da mulher, acesso à água segura e a saneamento básico, e serviços de saúde, além de ganhos na renda *per capita* e redução da concentração de renda.

Bhargava (2003) modelou os determinantes da sobrevivência infantil no estado mais populoso da Índia, para o período 1982-1992, através do inter-relacionamento entre a alta fertilidade e a mortalidade infantil, diferenças de gênero na mortalidade, e efeitos dos cuidados médicos e do planejamento familiar. Através de um modelo probit, tendo como

¹⁶ Devido a problemas de sub-registro, principalmente em áreas rurais, Camarano *et al.* (1997) lembra que há metodologias de cálculo da taxa de mortalidade infantil de forma indireta. A taxa de mortalidade é representada pelo símbolo ‰

¹⁷ E organismos internacionais como Organização Mundial da Saúde (OMS) e World Bank.

¹⁸ Ver a distribuição da mortalidade infantil para o Brasil e Regiões em Anexos - Tabela 11.

determinantes da sobrevivência infantil a educação materna, anos de intervalo entre as gestações, número de crianças após o planejamento familiar ter sido iniciado, vacinação das mães e crianças, e o sexo da criança; este trabalho verificou que as preferências por fertilidade e por sexo são fatores determinantes na sobrevivência, assim como os investimentos em programas de planejamento familiar e vacinação, e educação dos pais.

Galiani e Gertler (2003) utilizam a metodologia de dados em painel, em seu trabalho sobre a privatização dos serviços de abastecimento de água da Argentina (em cerca de 30% dos municípios do país). Usando a variação na propriedade da provisão da água, através do tempo e do espaço, gerado pelo processo de privatização; encontraram que a mortalidade infantil caiu 8% nas áreas que privatizaram seus serviços da água; e que o efeito foi maior (26%) nas áreas mais pobres. A robustez do modelo foi verificada por meio da mortalidade por causas específicas, e a privatização pode ser associada a reduções significativas nas mortes por doenças infecciosas e parasitárias, e não correlacionada a mortes de causas não relacionadas com a água.

Chay e Greenstone (2003) examinam os efeitos das partículas suspensas de poluição do ar (TSP) na saúde infantil, usando as melhorias de qualidade do ar induzida pelas *Clean Air Act Amendments* de 1970 (CAAA). Esta legislação impôs regulamentos rígidos à poluição industrial americana. Utilizaram-se de uma variável instrumental para TSPs e calcularam o impacto delas na mortalidade infantil.

A estratégia empírica, em dados de painel, com dados de 1969 a 1974 por municípios, acrescentando também variáveis de controle, como renda *per capita*, nível de emprego, gastos com saúde e outras variáveis sociais. Os resultados indicam que a redução de 1% dos TSPs resulta no recuo de 0.5% na taxa de mortalidade infantil.

Berger, Fahrmeir e Klasen (2004) analisam as causas de mortalidade de crianças com menos de cinco anos na Zâmbia, enfatizando a variação temporal. O estudo é baseado em microdados da Pesquisa Demográfica e de Saúde de 1992, utilizando um modelo dinâmico logit Bayesiano para dados de sobrevivência, e simulações de Monte Carlo. Encontraram que há diversas variáveis, inclusive a idade da mãe e a duração de amamentação, que exibem dependências da idade. Tais dependências de idade incorporadas melhoram o poder explicativo do modelo e o papel diferencial das variáveis na sobrevivência infantil.

Urdinola C. (2004), em seu trabalho para a Colômbia, testou se a violência política vigente no país nas últimas décadas poderia estar afetando as taxas de mortalidade infantil,

usando informações demográficas e de violência, para o período de 1990 a 2000; que permitiu analisar o efeito na taxa de mortalidade infantil anual, por municípios, através de um modelo ‘quase-experimental’ de dados de painel em diferenças (efeitos fixos).

Os resultados sugerem uma relação negativa significativa entre violência e sobrevivência de crianças durante o período estudado. Utiliza também variáveis de controle, como renda e gastos governamentais com saúde, *per capita*; mas o modelo mostrou-se resistente à inclusão de tais variáveis de controle adicionais, provando consistência nas estimativas.

Costa *et al.* (2003) analisam a tendência temporal da mortalidade infantil no Brasil, no período de 1980 a 1998, através de um estudo de séries temporais, tendo o Sistema de Informações de Mortalidade do Ministério da Saúde, Fundação IBGE e Fundação Nacional de Saúde como fontes de dados.

Pela modelagem *Autoregressive integrated moving average* (ARIMA) descreveram parâmetros da série e, com coeficientes de correlação de *Spearman*, avaliaram a associação entre coeficiente de mortalidade infantil e alguns determinantes socioeconômicos. Como resultados obtiveram que a mortalidade infantil apresentou tendência decrescente (-59.3%) e forte correlação com a maioria dos indicadores analisados.

Todavia, apenas as correlações entre o coeficiente de mortalidade infantil e taxa de fecundidade total (e taxa de natalidade) diferiram significativamente de uma década para outra, ou seja, a variação da fecundidade foi a principal responsável pela persistência do declínio da mortalidade infantil nos anos oitenta, mas no período seguinte, os fatores relacionados às condições de vida, principalmente, à atenção à saúde foram mais relevantes.

Silva (2003) compara as estimativas das taxas de baixo peso ao nascer, prematuridade, a idade gestacional e mortalidade infantil em duas coortes de nascimento no Brasil. As duas coortes foram realizadas no período de 1997/98 em São Luís (MA) e em Ribeirão Preto (SP). Foram coletados dados de um terço dos nascidos vivos de Ribeirão Preto em 1994 (2.839 partos únicos); em São Luís foi realizada amostragem sistemática de partos estratificada por maternidade (2.439 partos únicos).

Na análise estatística foram usados testes de qui-quadrado (categórico e para tendências) e *t* de *Student*. A taxa de baixo peso ao nascer foi menor em São Luís, diferindo do esperado, e as taxas de prematuridade foram semelhantes, quando se esperava percentual mais elevado em Ribeirão Preto, por sua relação direta com o baixo peso ao nascer.

O autor explica a dissociação entre baixo peso ao nascer e mortalidade infantil, pela maior prevalência de tabagismo materno e melhor acesso e qualidade da assistência pré-natal, promovendo intervenções médicas mais precoces (cesárea e prematuridade induzida) que resultam em maior número de nascidos vivos com baixo peso do que natimortos em Ribeirão Preto. Tal dissociação observada sugere que taxa de baixo peso ao nascer não deve mais ser considerada sistematicamente como indicador de desenvolvimento social.

Cavalcanti (2003) discute a redução do déficit nutricional em crianças no Estado de São Paulo e a transição nutricional ocorrida no período, com modificação do padrão alimentar. Analisa programas de suplementação alimentar, instituídos a partir de 1945, para crianças, gestantes e nutrízes; e as taxas anuais de mortalidade infantil por deficiência nutricional, de 1950 a 2000.

A análise comparativa entre tendências das taxas de valor do salário mínimo real, número de horas trabalhadas para aquisição da Ração Essencial Mínima (REM) e mortalidade infantil por deficiências nutricionais indicam queda acentuada desta, chegando a zero, ou próxima de zero, na década de 1990. O que sugere que mortalidade infantil por deficiências nutricionais não é explicada por condições econômicas, que em períodos recessivos não contribuíram para aumentá-la. Variáveis, como programas de suplementação alimentar, cobertura de serviços de saneamento básico e atenção médica, tiveram papel preponderante na trajetória da taxa de mortalidade infantil.

Quiroga e Rezende (2003), em seu trabalho para o Vale do Jequitinhonha-MG, analisam a evolução da mortalidade infantil por causas de morte, segundo a idade da criança no momento do óbito, para as décadas de oitenta e noventa. A análise é feita com dados do Ministério da Saúde, correlacionando taxa de fecundidade, taxa de analfabetismo, renda familiar média de modo a avaliar as condições socioeconômicas da região bem como compará-la ao nível de desenvolvimento.

Os autores observaram que a queda na taxa de mortalidade infantil está entrelaçada às variáveis sociais, econômicas e demográficas e que a mortalidade por doenças infecto-parasitárias mantêm-se alta, atrás apenas da mortalidade por doenças por causas não definidas, exibindo aí alguns dos problemas devido à falta de serviços de saúde, e afecções no período perinatal.

Devidé Jr., Carvalho e Nascimento (2003) analisam os indicadores socioeconômicos que influenciaram o comportamento da taxa de mortalidade infantil no estado do Paraná, no

período de 1980 a 2001, e descrevem aspectos relacionados a condicionantes diretos (alimentação, moradia, acompanhamento médico e educação) e indiretos (renda e educação).

A taxa de mortalidade no período mantém uma tendência declinante. O modelo econométrico de regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO), onde a taxa de mortalidade infantil para o estado do Paraná é explicada pelo nível de renda (PIB *per capita*) e despesas governamentais *per capita*, com áreas sociais como educação e cultura, saneamento e saúde.

Foram calculados testes de defasagem das variáveis, mas pela baixa variação da explicação descartou-se a necessidade de uso de defasagens no modelo, entretanto incluíram uma variável *dummy* para representar o período pós-implementação do Sistema Único de Saúde (SUS) em 1990, procurando demonstrar o impacto da descentralização e reestruturação do setor de saúde.

O modelo empírico apresentou resultados de acordo com o esperado, no que se refere a sinais, mas a significância estatística das despesas governamentais foi reduzida. O resultados corroboram a importância dos ganhos na renda da população e os gastos com saúde, saneamento, educação e cultura, e da reestruturação do sistema de saúde para a redução da mortalidade infantil.

Holcman, Latorre e Santos (2004) analisam a evolução da taxa de mortalidade infantil na região metropolitana de São Paulo, no período de 1980 a 2000, considerando suas diferenças espaciais, segundo idade e causa. Os municípios da região metropolitana de São Paulo foram reunidos em cinco grupos formados a partir das taxas de 1980 e a análise de tendências foi feita por modelos de regressão exponencial.

As taxas de mortalidade infantil e seus componentes foram estatisticamente decrescentes com coeficientes de determinação entre 66 e 98%, indicando o bom ajuste do modelo exponencial para todas as séries históricas analisadas. A taxa de toda a região metropolitana teve queda de 69.4%, passando de 55.2 para 16.9‰ e homogeneizou-se em torno de 18‰ em todos os grupos de municípios da região. Metade dos óbitos concentrou-se na primeira semana de vida, principalmente devido a doenças originadas no período perinatal, indicando a necessidade de maior atenção à mãe e ao recém-nascido nos períodos pré e pós-parto.

Especificamente para a Região Nordeste tem-se: Santos e Moura (2003) que apresentam um modelo de riscos multivariado para dados de sobrevivência infantil, agrupado

em dois níveis hierárquicos: família e município. Pela inclusão de efeitos aleatórios nos dois níveis analisados, é possível controlar a correlação de mortes entre famílias e áreas que contribuem com mais de uma criança para a amostra.

As variáveis explicativas significantes foram: a idade da criança, o intervalo entre um filho e outro, o fato de a mãe ter tido atendimento pré-natal e ter um grau de instrução mais elevado, bem como o fato de possuir geladeira ou pertencer à raça branca ou mestiça; corroborando com a literatura que indica que crianças com melhor *status* socioeconômico estão sujeitas a um risco de morrer menor do que aquelas que pertencem a famílias em situação de pobreza.

Paulics (2003) em seu estudo para o município de Pedras de Fogo, estado da Paraíba, constatou elevada taxa de mortalidade, de 127,8 óbitos por mil nascidos vivos em 1998 (dos quais 72% eram por causa ignorada), e a partir de trabalho desenvolvido na investigação dos óbitos, a “Autopsia Verbal”, constatou-se que a maioria dos óbitos deu-se por causas evitáveis, devido à alta fecundidade e nível cultural da família, a alta mortalidade é um fato “normal”, além de que muitas das mortes ocorrem por falta de saneamento, de habitação adequada, de transporte público, e de acesso a serviços públicos.

2 MODELOS DE DEMANDA POR SAÚDE E VERIFICAÇÃO EMPÍRICA

A partir da revisão da literatura efetuada no capítulo anterior e da seleção de modelos teóricos e de trabalhos empíricos onde foram descritos os resultados que revelam os principais determinantes da redução da mortalidade infantil, este capítulo apresenta os modelos de demanda por saúde que inspiram o modelo empírico a ser testado para a Região Nordeste do Brasil, por dados em painel, e os dados.

2.1 MODELO TEÓRICO

Os modelos teóricos que embasam este estudo são os desenvolvidos por Grossman (1972), e Rosenzweig e Schultz (1983), de estruturas de demanda por saúde; além de Lavy *et al.* (1996) e Dow, Gonzalez e Rosero-Bixby (2003) cujos estudos são mais recentes.

Grossman (1972) construiu um modelo que explica variações na saúde e cuidados médicos, em termos de variações de curvas de oferta e de demanda pelo ‘bem’ saúde. A proposição central do modelo é que a saúde pode ser vista como um estoque de capital durável que produz um tempo de vida saudável.

O modelo parte de uma função de utilidade intertemporal de um consumidor típico:

$$U = \mu(\phi_0 H_0, \dots, \phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n) \quad (1)$$

onde H_0 é o estoque de saúde herdado, H_i é o estoque de saúde no período i , ϕ_i é o fluxo de serviço por unidade de estoque, $h_i = \phi_i H_i$ é o consumo total de ‘serviços de saúde’, e Z_i é o

consumo total de outros bens no período t ¹⁹. O tempo de vida depende da quantidade de H_t , que maximiza a utilidade sujeita a produção e restrição de recursos.

O investimento líquido no estoque de saúde é igual a investimento menos a depreciação:

$$H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t H_t \quad (2)$$

onde I_t é o investimento bruto e δ_t é a taxa de depreciação durante o período t ²⁰. Os consumidores produzem investimento bruto em saúde e os outros bens da função de utilidade, de acordo com um conjunto de funções de produção familiares:

$$\begin{aligned} I_t &= I_t(M_t, TH_t; E_t) \\ Z_t &= Z_t(X_t, T_t; E_t) \end{aligned} \quad (3)$$

onde M_t são cuidados médicos, X_t são insumos na função de produção do bem Z_t , TH_t e T_t são tempos gastos, com saúde e outras atividades, respectivamente; e E_t é o estoque de capital humano²¹. A função de produção investimento bruto pode ser escrita como:

$$I_t = M_t g(t_t; E_t) \quad (4)$$

onde $t_t = TH_t / M_t$. Os produtos marginais do tempo e cuidados médicos na função de produção de investimento bruto em saúde:

$$\frac{\partial I_t}{\partial TH_t} = \frac{\partial g}{\partial t_t} = g' \quad (5')$$

¹⁹ Nas funções de utilidade intertemporais usuais o tempo de vida é fixo, mas neste caso, é uma variável endógena e a morte acontece quando $H_t = H_{min}$.

²⁰ As taxas de depreciação são assumidas como exógenas, mas podem variar com a idade do indivíduo.

²¹ Assume que uma mudança no capital humano muda a eficiência do processo de produção no setor *nonmarket*, da mesma maneira que uma mudança na tecnologia muda a eficiência do processo de produção no setor de mercado. E também que a função de produção é homogênea de grau um, nos bens e insumos de tempo.

$$\frac{\partial I_i}{\partial M_i} = g - t_i g' \quad (5'')$$

O valor presente dos bens da cesta orçamentária é igual ao valor presente de renda de salários, durante o ciclo de vida, mais ativos iniciais (descontada a renda de propriedade):

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i}{(1+r)^i} = \sum \frac{W_i T W_i}{(1+r)^i} + A_0 \quad (6)$$

onde P_i e V_i são os preços de M_i e X_i , respectivamente; W_i é a taxa de salário, $T W_i$ são as horas de trabalho, A_0 é a renda de propriedade descontada e r é a taxa de juros. A restrição de tempo requer que Ω , o total de tempo disponível em qualquer período, seja exaurido através de todos os possíveis usos:

$$T W_i + T L_i + T H_i + T_i = \Omega \quad (7)$$

onde $T L_i$ é tempo perdido devido a doenças ou danos. O modelo assume que $T L_i$ é inversamente relacionado ao estoque de saúde, isto é, $\partial T L_i / \partial H_i < 0$. Se Ω for mensurado em dias e se ϕ_i for definido como o fluxo de dias saudáveis por unidade de H_i , h_i é igual ao número total de dias saudáveis em um determinado ano²²:

$$T L_i = \Omega - h_i. \quad (8)$$

Se a taxa de depreciação fosse constante, um aumento em $T H_i$ aumentaria I_i e H_{i+1} , e reduziria $T L_{i+1}$. Então, $T H_i$ e $T L_{i+1}$ seriam negativamente correlacionadas. Substituindo para $T W_i$ da equação (7) na equação (6), o indivíduo obtém uma restrição de riqueza total:

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i + W_i (T L_i + T H_i + T_i)}{(1+r)^i} = \sum \frac{W_i \Omega}{(1+r)^i} + A_0 = R \quad (9)$$

²² A equação (7) modifica a restrição temporal, no modelo de Becker de 1965, onde o tempo de doença não era somado ao tempo de mercado e *nonmarket*, o tempo total não seria exaurido através de todos os possíveis usos.

A riqueza total iguala ativos iniciais, mais o valor presente de salários que o indivíduo obteria se ele gastasse todo o tempo no trabalho. Parte dessa riqueza é gasta com bens de mercado, parte é gasta no tempo de produção *nonmarket*, e parte é perdida devido a doenças. A quantidade de equilíbrio de H_i e Z_i pode ser encontrada pela maximização da função de utilidade dada pela equação (1) sujeita as restrições dadas por (2), (3) e (9). Como o estoque herdado de saúde e as taxas de depreciação são dados, as quantidades ótimas de investimento bruto determinam as quantidades ótimas de capital saúde²³.

Rosenzweig e Schultz (1983), por sua vez, em seu trabalho teórico assumem que as preferências das famílias são ordenadas considerando a saúde das crianças, H ; Z são outros bens e Y são outros bens que afetam a saúde infantil, e podem ser caracterizadas pela função de utilidade:

$$U = u(X_i, Y_j, H). \quad (10)$$

A função de produção de saúde infantil de uma família pode ser descrita por:

$$H = \Gamma(Y_j, N_k, \mu), \quad (11)$$

onde N_k são *inputs* de saúde que não aumentam a utilidade, a não ser pelos seus efeitos em H , e μ representa ‘dons’ de saúde específicos da família, conhecidos para a família mas não controlado por eles, por exemplo, características genéticas ou fatores ambientais.

A restrição orçamentária para a família em termos dos bens adquiridos:

$$F = \sum_t D_t p_t, \quad (12)$$

onde F é a renda monetária exógena, p_t são preços exógenos e $D = Z \cup Y \cup N$.

O modelo familiar, como descrito, é caracterizado através da produção conjunta, no sentido que um subconjunto de bens Y (tabagismo, por exemplo) afeta a saúde da criança e

²³ Para condições de equilíbrio e modelos de investimento, ver Grossman (1972, p. 228)

contribui diretamente para a utilidade. A função demanda familiar, de forma reduzida, derivada da maximização de (10) sujeita a (11) e (12):

$$D_i = s_i(p, F, \mu). \quad (13)$$

A forma reduzida da função demanda por saúde pode ser escrita analogamente:

$$H = \psi(p, F, \mu). \quad (14)$$

Segundo os autores, trabalhos empíricos de modelos de produção de saúde têm focado na estimação de *input* de funções de demanda, tais como (13), ou formas reduzidas da equação de saúde, como em (14). E estas formas reduzidas são úteis no provimento de parâmetros de políticas relevantes e para previsão.

Em Lavy *et al.* (1996) é estimado um modelo que integra tecnologia da saúde em um modelo econômico de alocações de decisões familiares, onde a saúde do indivíduo é um elemento de capital humano que é acumulado pelos membros familiares, para analisar os efeitos da qualidade e acessibilidade dos serviços e da infra-estrutura pública na saúde das crianças de Gana.

Utilizando a probabilidade de sobrevivência infantil ou a antropometria, H_i , como medida observável para o estado de saúde; dependente de um conjunto de insumos, como dieta e utilização de serviços de saúde, G ; características individuais como idade e gênero, C_i ; e características familiares como educação do chefe da família, C_h ²⁴. As condições ambientais da comunidade local, K , podem afetar diretamente H , mas muitas características da comunidade não incluídas em K afetarão H através de G .

As decisões de alocações familiares são derivadas da maximização de uma função de utilidade que depende do consumo de bens e serviços, do tempo desocupado disponível para cada membro da família, e do estado de saúde individual. Estas escolhas que são restritas pela função de produção e pelo orçamento e resultam em uma função demanda por cuidados de saúde que só dependem de características exógenas individuais, familiares e comunitárias, inclusive o custo de serviços sociais:

²⁴ E incorpora medidas de capital humano acumulado.

$$H_{it} = h(C_i, C_h, A_i, \bar{K}, P_i, W_i, \delta_i) \quad (15)$$

onde \bar{K} é o conjunto de todas as características da comunidade que afetam H diretamente por K , e indiretamente por contribuições de G ; P é um vetor de preços; W é um vetor de salários; A é renda familiar não proveniente de salários. É assumido que todas as variáveis são exógenas e que δ_i representa a heterogeneidade não observada e não correlacionado com as outras variáveis²⁵.

Segundo os autores, os fatores pertinentes à saúde infantil incluem tanto os níveis educacionais dos pais como também sua altura²⁶. Considerando que é difícil controlar as variáveis para o efeito de características familiares, os efeitos estimados para saúde da comunidade (efeito da disponibilidade e da qualidade de serviços de saúde e de infra-estrutura como água e esgoto) facilitam, e podem refletir variações em fatores familiares.

A renda não proveniente de salários, A , e salários, W , provavelmente não refletem com precisão efeitos de longo prazo e como as famílias tomam decisões em comum, relativo a consumo (inclusive lazer) e cuidados médicos infantis, que por outro lado, afetam resultados de antropometria. As despesas domésticas totais deveriam ser tratadas como endógenas, então o consumo resulta em uma função de demanda condicional. A renda não proveniente de salário (ou o valor de ativos) é um instrumento mais apropriado. Controlando para o tamanho da família e incluindo despesa doméstica *per capita*, PCE , como indicador na função de demanda condicional. Particionando C_h em $\{PCE, \tilde{C}_h\}$ ²⁷. E o modelo estimado neste estudo é mostrado em (16):

$$H_{it} = h(C_i, PCE, \tilde{C}_h, \bar{K}, P_i, \varepsilon_{it}) \quad (16)$$

Dow, Gonzalez e Rosero-Bixby (2003), em seu estudo para a Costa Rica, utilizam um modelo de estrutura de produção de saúde para examinar as intervenções governamentais na saúde através de programas de seguros. O seguro de saúde supostamente reduz a mortalidade infantil, aumentando a demanda por cuidados médicos. A mortalidade da criança i é uma

²⁵ Os autores apresentam o modelo teórico como descrito neste estudo, apesar desta última equação parecer um modelo econométrico, em função da última variável.

²⁶ Neste estudo, altura, além dos níveis observados da educação de pais, serviu como uma *proxy* para capital humano, porque também capta diferenças genéticas por famílias, incluindo a heterogeneidade étnica.

²⁷ Nos modelos de saúde familiar é impróprio tratar a composição familiar como exógena.

medida de saúde H_i , que é função de cuidados médicos M_i , da saúde proporcionada por cuidados não-médicos, S_i (como serviço de saúde pública e nutrição), do ambiente em que vive a criança K_c , e características genéticas não observáveis δ_i :

$$H_i = h (M_i, S_i, K_c, \delta_i) \quad (17)$$

O seguro de saúde U_i , por sua vez, aumenta a demanda por cuidados médicos que também depende da infra-estrutura de saúde da comunidade IE_c ²⁸, como também características socioeconômicas W_i , como riqueza doméstica e níveis educacionais, e saúde e preferências não observadas π :

$$M_i = m (U_i, W_i, IE_c, H_i, \pi_i) \quad (18)$$

A variável S_i introduzida em (17), depende de fatores semelhantes, aos quais M_i é dependente, embora o efeito preço-cruzado do seguro seja ignorado:

$$S_i = s (W_i, IE_c, H_i, \pi_i) \quad (19)$$

O seguro de saúde pode ser considerado como endógeno ao sistema, enquanto dependente de fatores como *status* socioeconômico, barreiras de acesso a cuidados médicos, estados de saúde, e preferências despercebidas por cuidados médicos:

$$U_i = i (W_i, IE_c, H_i, \pi_i) \quad (20)$$

Se o seguro de saúde for endógeno, então ele não entra na forma reduzida da função demanda por saúde, mas somente na forma estrutural. Em casos onde seguro é exógeno, a forma reduzida da função demanda por saúde pode ser como (21)²⁹:

²⁸ Preço da qualidade ajustada dos cuidados médicos, incluindo dimensões de tempo associado ao acesso geográfico.

²⁹ Os autores destacam que em (21), para trabalhos empíricos, pode haver problemas de dados com controles imperfeitos, como seleção adversa, onde se supõe que os indivíduos menos saudáveis teriam uma maior demanda por seguro, causando uma relação negativa entre saúde seguro, mas também pode haver relação positiva, quando pessoas de estado socioeconômico mais alto (mais saudável) demandarem mais saúde. Assim para pesquisas empíricas, é necessário ser considerada a endogeneidade do seguro.

$$H_i = h (U_i, W_i, IE_c, K_c, \delta_i, \pi_i) \quad (21)$$

Com embasamento nestes modelos teóricos apresentados, que foram formulados para estudo em nível individual, partindo da função de utilidade familiar, ou que também visavam captar pontos específicos (como a intervenção governamental nos serviço de seguro de saúde), escolheu-se variáveis para utilização num modelo econométrico para a demanda por saúde, a partir de dados agregados por municípios da Região Nordeste do Brasil³⁰.

Além destes modelos, serviram como inspiração também parara a construção de um modelo utilizando-se como *proxy* para o *status* de saúde, a taxa de mortalidade infantil, H : a presença de características que são próprias a determinadas áreas, como por exemplo, a presença ou não de períodos de estiagem, que comprometem a produção agrícola e o acesso à água; a distancia até centros maiores, onde haja maior oferta de serviços médicos e hospitais.

O modelo a ser testado é apresentado na equação (22):

$$H_i = f (M_i, S_i, E_i) \quad (22)$$

onde o *status* de saúde, H , é dependente dos serviços e cuidados médicos, M_i e dos serviços de saneamento e saúde pública S_i disponíveis no município, e do *status* socioeconômico da população, E_i , desta comunidade³¹.

2.1.1 Especificação do modelo e fonte dos dados

Para verificar o *status* de saúde, usando como *proxy* a taxa de mortalidade infantil (o número de óbitos até um ano de idade para cada 1000 nascidos vivos), H ; em cada Estado da Região Nordeste, especificando as variáveis dependentes representadas pelos vetores contidos

³⁰ Dados utilizados para o cálculo do IDH, pelo PNUD, para cada município brasileiro.

³¹ A não inclusão da variável seguro de saúde como no modelo acima, ocorre pelo fato do caso da saúde pública brasileira desde 1990 ser atendida pelo SUS, numa forma de descentralização da saúde. Segundo Devidé Jr, Carvalho e Nascimento (2003) a descentralização ocorre por causa da existência de características distintas de problemas de saúde em diferentes localidades, onde a centralização causava ineficiência no atendimento as necessidades específicas de cada sociedade.

em (22), que foram selecionadas por serem apontadas na literatura como importantes determinantes da mortalidade infantil³²:

$$H = f(md, gc, ae, ad, fc, al, rc, ig) \quad (23)$$

A variável *md* representa o ‘número de médicos residentes por mil habitantes’ (a razão entre o total de médicos residentes no município e o total de habitantes do mesmo, vezes mil) será usada para captar o acesso da população aos serviços de saúde (M_i), previstos em (22), assim como a variável *gc* que são os ‘gastos com saúde e saneamento *per capita*’ (a razão entre o somatório dos gastos com saúde e saneamento por município e o número total desses indivíduos residentes neste município, com valores expressos em R\$), que capta também o acesso aos serviços públicos de saneamento.

As variáveis *md* e *gc* foram escolhidas por serem *proxy* de ‘cuidados médicos’ que é apontado como fator causal da saúde por Arrow (1963); por Grossman (1972) como insumo do investimento em saúde; por Rosenzweig e Schultz (1983) também como insumo de saúde (utiliza em seu trabalho empírico a variável ‘população por médico’ e ‘número de leitos hospitalares’). Dow, Gonzalez e Rosero-Bixby (2003) usam o ‘seguro de saúde’ como *proxy* para acesso a cuidados médicos. Panis e Lillard (1994); Deb e Trivedi (2002); Bhargava (2003); e Devidé Jr, Carvalho e Nascimento (2003) usam *proxys* similares.

Representando o acesso a serviços de saúde e saneamento público, S_i , da equação (22), tem-se a variável *ae*, que indica o ‘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’; e é utilizada para representar o acesso à água tratada e saneamento³³. Já as variáveis *fc*, ‘taxa de fecundidade total’ (o número médio de filhos que uma mulher teria ao completar o período reprodutivo), e *ad* representa o ‘percentual de adolescentes do sexo feminino entre 15 a 17 anos de idade que tiveram filhos, estando os mesmos vivos ou não’; têm sido utilizadas na literatura que trata da determinação de

³² Ver capítulo 1.

³³ Mejia *et al.* (2003) destacam que a água constitui um dos elementos principais da estratégia brasileira de promoção do crescimento sustentável com maior equidade e inclusão social, apesar disso, a última década foi marcada pela estagnação do aumento do acesso a serviços de abastecimento de água, quando comparado às décadas anteriores, devido à redução de investimentos no setor, que é atribuição da administração pública. A média anual de investimentos caiu de 0,34% do PIB, na década de 1970, para 0,28% na década de 1980, e para 0,13% nos anos 1990.

causalidade da mortalidade infantil, por captarem o acesso das mães a programas de prevenção da natalidade e da gravidez em adolescentes.

A variável *ae* foi introduzida neste modelo para representar as ‘condições sanitárias’ da população, inspirada por Arrow (1963), que indica que tal variável é mais significativa que cuidados médicos para a saúde. Galiani e Gertler (2003) utilizam o ‘acesso à água tratada’ como um dos principais redutores da taxa de mortalidade infantil em alguns municípios da Argentina (onde tiveram o serviço de abastecimento de água privatizado e aumento do atendimento à população em consequência). Lavy *et al.* (1996) também tem como variável significativa, o acesso à infra-estrutura de água e saneamento.

As variáveis *fc* e *ad* foram utilizadas para representar o ‘acesso a serviços de planejamento familiar’, como em Bhargava (2003), Panis e Lillard (1994), Santos e Moura (2003) e Paulics (2003) onde variáveis similares foram significativas para a redução da taxa de mortalidade infantil.

Representando o *status* socioeconômico da população, E_i da equação (22), tem-se a variável ‘taxa de analfabetismo’, *al* (percentual de pessoas acima de 15 anos de idade que não são alfabetizados), como *proxy* para o nível de escolaridade (devido ao fato de que este índice corresponde à taxa de adultos, maiores de 15 anos de idade, analfabetos, na impossibilidade de obtenção desses dados só para mulheres; pois trabalhos que usam diretamente os dados de escolaridade materna são baseados em amostras de populações específicas, o que não é o caso deste, cujos dados de corte correspondem aos dados agregados por município, de cada Estado)³⁴.

As variáveis, *rc*, ‘renda *per capita*’ (a razão entre o somatório da renda per capita de todos os indivíduos e o número total desses indivíduos com valores expressos em R\$); e *ig*, que é o ‘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), são usadas para representar o nível de renda *per capita* e sua desigualdade, respectivamente.

Segundo o World Bank (2003), um dos determinantes da mortalidade infantil é a pobreza familiar, e isso pode ser comprovado, quando se pondera países com renda *per capita* menor e distribuição desigual de renda. Por outro lado, países como os europeus, ou mesmo

³⁴ Ver Bhargava (2003) e Santos e Moura (2003).

estados brasileiros com melhor distribuição de renda, as taxas de mortalidade dos menores de um ano de idade são mais baixas³⁵.

Além disso, autores como Arrow (1963); Grossman (1972); Lavy *et al.* (1996); Galiani e Gertler (2003); Chay e Greenstone (2003); Costa *et al.* (2003); Cavalcanti (2003); Quiroga e Rezende (2003); Devidé Jr, Carvalho e Nascimento (2003); Santos e Moura (2003); Paulics (2003) e Leite e Silva (2004) corroboram a importância da situação da renda para a saúde da população.

Este estudo é desenvolvido com base em dados do Atlas do Desenvolvimento Humano, do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), empregado para calcular o IDH. Utiliza-se dados de 1991 e 2000, dos municípios dos nove estados da Região Nordeste: Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe. Os dados sobre gastos públicos com saúde e saneamento foram obtidos da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda, publicados no IPEA, sobre a rubrica de ‘Despesas Municipais por Função de Saúde e Saneamento’.

2.2 MODELO ECONOMETRICO

O uso de dados em painel, neste estudo deve-se a disponibilidade de dados de corte para todos os municípios brasileiros, mas poucos de série de tempo; além de ter como vantagem permitir relaxar e contrastar pressupostos que estão implícitos na análise de *cross-section* (ARELLANO, 1990)³⁶.

Faz-se uso de um modelo de painel equilibrado, ou seja, com o mesmo número de observações para cada unidade seccional, onde segundo Johnston e Dinardo (2001), as unidades de *cross-section* ($i = 1, \dots, n$) possuem $n > 1$ e períodos ($t = 1, \dots, T$) $T > 1$ ³⁷:

$$y_{it} = X_{it}^j \beta + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

³⁵ Ver dados do PNUD (2003).

³⁶ Essa metodologia vem sendo muito utilizado para trabalhos de migração, crescimento econômico, pobreza, saúde. Ver Adams *et al.* (2003); Araújo Jr. (2002); Chay e Greenstone (2003); Dow, Gonzalez e Rosero-Bixby (2003), Galiani e Gertler (2003); Urdinola C (2004); Bagolin, Gabe e Ribeiro (2002); Netto Júnior *et al.* (2003); Sousa (2003); Sousa, Leite Filho e Maia (2004) e Sousa e Maia (2004a/b/c/d).

³⁷ Ver Arellano (1990), Greene (2000), Johnston e Dinardo (2001) e Wooldridge (2001).

onde y_{it} é o valor da variável dependente para a unidade i no instante t ; X_{it}^j é o valor da j -ésima variável explicativa para a unidade i no instante t (onde há $j = 1, \dots, K$); 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 correlacionada com as variáveis explicativas, α_{it} ; e um componente que varia não sistematicamente com i e t , μ_{it} :

$$\varepsilon_{it} = \alpha_{it} + \mu_{it} \quad (25)$$

O efeito do α_{it} , quando não correlacionado com X_{it} , gera o chamado modelo de efeitos aleatórios, e caso contrário o modelo de efeitos fixos. O pressuposto de α_{it} não estar correlacionado com as variáveis explicativas é suficiente para que o estimador por MQO seja não viesado. No entanto, quando o modelo apresentado é de efeitos aleatórios, o método de mínimos quadrados generalizados (MQG) produz estimativas mais eficientes de β ³⁸.

Para o caso do modelo de efeitos fixos admitimos que C_i é uma matriz de variáveis observáveis que variam com a unidade i , mas permanecem constantes ao longo do tempo³⁹:

$$y_{it} = X_{it}\beta + C_i\gamma + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

Através de uma combinação linear entre uma regressão populacional do primeiro e do segundo períodos, se obtém:

$$\Delta y = \Delta X \beta + \Delta \mu \quad (27)$$

³⁸ E quanto ao erro, todos os valores condicionados por X_t são dados por: $E[\mu_{it}] = 0 \therefore E[\mu_{it}\mu'_{it}] = \sigma_{\mu}^2 I_{nT} \therefore E[\alpha_i] = 0 \therefore E[\alpha_i\alpha_j] = 0, \forall i \neq j \therefore E[\alpha_i\alpha_i] = \sigma_{\alpha}^2 \therefore E[\alpha_i\mu_{jt}] = 0$.

³⁹ A diferença, no caso de um modelo com dois períodos ($t = 1, 2$) para o modelo de efeitos aleatórios, é que deve ser assumida uma hipótese adicional de ortogonalidade: $W_{it} = [X_{it} C_{it}] \therefore E[W'_{it}\varepsilon_{it}] \neq 0$.

onde α e C desaparecem, fazendo com que a regressão por MQO produza estimadores não viesados, mesmo na presença de efeitos correlacionados omissos; o que é uma vantagem em relação a modelos de dados de corte, pois corrige as distorções introduzidas por variáveis não-observáveis (entre indivíduos).

A partir de dois estimadores com diferentes propriedades: se os efeitos não estão correlacionados com as variáveis explicativas, o estimador de efeitos aleatórios (EA) é consistente e eficiente, e neste caso o estimador de efeitos fixos (EF) produzirá estimativa consistente, mas não eficiente; porém se os efeitos estão correlacionados com as variáveis explicativas, o estimador de efeitos fixos é consistente e eficiente, enquanto o de efeitos aleatórios é não consistente. Com a realização do teste de Hausman, pode optar-se por uma ou outra especificação de acordo com:

$$H = \left(\hat{\beta}_{EA} - \hat{\beta}_{EF} \right)' \left(\Sigma_{EF} - \Sigma_{EA} \right)^{-1} \left(\hat{\beta}_{EA} - \hat{\beta}_{EF} \right) \quad (28)$$

onde $\hat{\beta}$ representa a matriz de estimadores, e Σ a matriz de variância desses. A estatística deste teste terá, sob a hipótese nula que o estimador de efeitos aleatórios é o mais apropriado, com distribuição assintótica qui-quadrado χ^2 com k graus de liberdade⁴⁰.

O modelo econométrico testado neste estudo pode ser representado por:

$$H_{it} = \gamma + \beta_1 md_{it} + \beta_2 gc_{it} + \beta_3 ae_{it} + \beta_4 ad_{it} + \beta_5 fc_{it} + \beta_6 al_{it} + \beta_7 rc_{it} + \beta_8 ig_{it} + \varepsilon_{it} \quad (29)$$

Espera-se que as relações entre a variação na taxa de mortalidade infantil (s_{it}) e o número de médicos (md_{it}), gastos com saúde e saneamento *per capita* (gc_{it}), a variação no acesso a água encanada (ae_{it}), sejam negativas, assim como com a renda *per capita* (rc_{it}). No entanto, quanto às variações no percentual de adolescentes com filhos (ad_{it}) espera-se uma relação positiva com as variações na taxa de mortalidade infantil, o mesmo ocorrendo com a taxa de fecundidade (fc_{it}), a taxa de analfabetismo (al_{it}) e o nível de desigualdade de renda, dada pelo índice de gini (ig_{it}).

⁴⁰ Onde k é o número de regressores.

3 O STATUS DE SAÚDE NA REGIÃO NORDESTE DO BRASIL

O principal objetivo deste estudo é verificar o *status* de saúde de cada Estado da Região Nordeste, através da mortalidade infantil, no período de 1991-2000. Este capítulo apresenta a estimação por dados em painel, conforme modelo empírico apresentado no capítulo 2, na primeira seção; e as discussões pertinentes, na segunda seção⁴¹.

3.1 RESULTADOS

Para Alagoas, Estado com 101 municípios, e 2.822.621 habitantes, cuja taxa de urbanização em 2000 era de 68%⁴²; o modelo de dados em painel que mais se ajusta aos dados, segundo o Teste de Hausman ao nível de significância de 5%, se aceita a hipótese nula, de que o estimador de efeitos aleatórios é o correto, sugerindo que as variáveis explicativas não são correlacionadas com as variáveis não captadas (inseridas no componente de erro que varia como o indivíduo e permanece constante ao longo do tempo) que caracterizam cada município, ou seja, o modelo que melhor explica as variações na taxa de mortalidade infantil é o modelo de efeitos aleatórios (Tabela 1).

⁴¹ Utiliza-se para isso o software 'Stata 8' mas, no entanto, estimou-se o modelo também usando o software 'Eviews 4', cujos resultados são apresentados no Apêndice (Tabela 10).

⁴² Ver Anexos - Tabela 12.

Tabela 1 - Resultados de dados em painel para o estado de Alagoas

	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coeficiente	Teste <i>t</i>	Coeficiente	Teste <i>t</i>
<i>c</i>	35.50296	1.51	27.39598	1.64
<i>md</i>	0.31570	0.07	3.58450	1.01
<i>gc</i>	-0.10193	-1.44	-0.19610*	-3.66
<i>ae</i>	-0.27600	-2.11	-0.11357	-1.36
<i>ad</i>	0.06547	0.24	-0.24006	-1.15
<i>fc</i>	5.90261	3.25	8.11082*	6.22
<i>al</i>	0.79041	3.13	0.55774*	3.24
<i>rc</i>	-0.08626	-0.45	0.12228	1.03
<i>ig</i>	-33.60325	-1.70	-32.59313**	-2.44
R ² within	0.8407		0.8271	
R ² between	0.3123		0.3610	
R ² overall	0.5623		0.6295	
F (8,93)	61.34		-	
Wald χ^2 (8)	-		508.23	
N. Observ.		202		
Teste Hausman		13.84 (0.0861)		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *, ** e *** denotam significância a 1%; 5% e 10% respectivamente.

As variáveis significativas, estatisticamente, para a redução na taxa de mortalidade infantil foram: ‘gastos com saúde e saneamento *per capita*’, ‘taxa de fecundidade’, ‘taxa de analfabetismo’ e ‘índice de gini’. O aumento de um real em *gc* reduz *H* em 0.20; a redução de um filho por mãe durante seu período reprodutivo reduz em 8.11; e o aumento na escolarização da população maior de 15 anos em 1%, contribui para a redução de *H* em 0.56. A variável *ig* apresentou sinal diferente do esperado⁴³ (Tabela 1).

Para o estado da Bahia, com 415 municípios, população de 13.070.250 habitantes, e 67% destes vivendo nas cidades, o modelo que melhor explica as variações na taxa de mortalidade infantil é o de efeitos fixos. As variáveis estatisticamente significativas foram: ‘gastos com saúde e saneamento *per capita*’, ‘percentual de pessoas com acesso à água encanada’, ‘taxa de fecundidade’, ‘taxa de analfabetismo’, ‘renda *per capita*’ e ‘percentual de adolescentes do sexo feminino entre 15 e 17 que tiveram filhos’, apesar desta apresentar sinal diferente do esperado (Tabela 2).

⁴³ Percebe-se para dados estaduais que houve concentração de renda no período e Alagoas foi o estado da Região Nordeste que teve maior aumento em seu índice de gini (Anexos - Tabela 12)

Tabela 2 - Resultados de dados em painel para o estado da Bahia

	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coefficiente	Teste <i>t</i>	Coefficiente	Teste <i>t</i>
<i>c</i>	38.30871	6.03	33.50299	5.95
<i>md</i>	2.26924	1.39	3.26187	2.03
<i>gc</i>	-0.04979***	-1.79	-0.083524	-3.13
<i>ae</i>	-0.16406*	-3.51	-0.139486	-3.53
<i>ad</i>	-0.31066**	-2.40	-0.180365	-1.54
<i>fc</i>	3.48389*	5.06	6.225282	10.07
<i>al</i>	0.78361*	9.54	0.563041	8.26
<i>rc</i>	-0.21758*	-4.38	-0.051190	-1.21
<i>ig</i>	-2.12161	-0.29	-11.81416	-1.66
R ² within	0.8559		0.8436	
R ² between	0.0705		0.0919	
R ² overall	0.3313		0.3762	
F (8,407)	302.24		-	
Wald χ^2 (8)	-		1932.44	
N. Observ.		830		
Teste Hausman		224.30 (0.0000)		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *, ** e *** denotam significância a 1%; 5% e 10% respectivamente.

O aumento de um real nos ‘gastos com saúde e saneamento *per capita*’ contribui de maneira discreta para a redução da mortalidade infantil (apenas 0,05). A variação de 1% em *ae*, representa uma variação contrária de 0.16 em *H*. A redução, do analfabetismo em 1% representa queda de *H* em 0.78; e em *fc*, de uma unidade de medida, representa arrefecimento de 3.48. O acréscimo de um real na ‘renda *per capita*’ significa redução de 0.21 na taxa de mortalidade infantil (Tabela 2).

O modelo estimado para o Ceará - estado com 184 municípios, 7.430.661 habitantes e taxa de urbanização de cerca de 71.5% - em conformidade com o Teste de Hausman, ao nível de significância de 5%, rejeita a hipótese nula, de que o estimador de efeitos aleatórios é o correto, ou seja, o modelo que melhor explica as variações na taxa de mortalidade infantil é o modelo de efeitos fixos. As variáveis significativas estatisticamente para a redução na taxa de mortalidade infantil para o estado do Ceará foram: ‘a variação no percentual de pessoas com acesso a água encanada’, ‘taxa de fecundidade’, ‘taxa de analfabetismo’ e ‘renda *per capita*’. A variável ‘índice de gini’, apesar de significativa, apresentou sinal díspar do esperado (Tabela 3)⁴⁴.

⁴⁴ Este índice apresentou uma pequena variação (0,02) indicando concentração na renda, no período estudado (Anexos – Tabela 12).

Tabela 3 - Resultados de dados em painel para o estado do Ceará

	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coeficiente	Teste <i>t</i>	Coeficiente	Teste <i>t</i>
<i>c</i>	38.01484	3.60	36.32462	4.10
<i>md</i>	4.89475**	2.10	7.24062	3.31
<i>gc</i>	0.02121	0.86	-0.00592	-0.25
<i>ae</i>	-0.24207*	-3.98	-0.17585	-3.60
<i>ad</i>	-0.16208	-1.01	-0.30748	-2.13
<i>fc</i>	1.34707***	1.57	2.65583	3.61
<i>al</i>	0.96721*	6.99	0.86964	7.87
<i>rc</i>	-0.19469*	-2.51	-0.08356	-1.32
<i>ig</i>	-19.3192**	-2.01	-26.80560	-3.19
R ² within	0.9034		0.8984	
R ² between	0.2098		0.2092	
R ² overall	0.5121		0.5345	
F (8,176)	205.69		-	
Wald χ^2 (8)	-		1480.67	
N. Observ.		368		
Teste Hausman		27.58 (0.0006)		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *, ** e *** denotam significância a 1%; 5% e 10% respectivamente.

A variação positiva no ‘percentual de pessoas com acesso a água encanada’, de 1%, representa uma redução de 0.24, na taxa de mortalidade infantil. A redução, na ‘taxa de fecundidade’, em um filho por mãe significa uma redução de 1.34; e em 1% na ‘taxa de analfabetismo’, denota uma redução de 0.96 (em números absolutos); assim como o acréscimo na ‘renda *per capita*’ de um real, representa uma diminuição de 0.19 em *H* (Tabela 3).

O estado do Maranhão, com a menor taxa de urbanização entre os estados da região Nordeste (59,5%), 217 municípios e 5.651.475 habitantes (dados de 2000 do PNUD); segundo o Teste de Hausman, tem como melhor modelo também o de efeitos fixos. As variáveis explicativas, que foram estatisticamente significativas são: ‘percentual de pessoas com acesso à água encanada’, ‘taxa de fecundidade’, ‘taxa de analfabetismo’ e ‘renda *per capita*’ (Tabela 4).

Tabela 4 - Resultados de dados em painel para o estado do Maranhão

	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coefficiente	Teste <i>t</i>	Coefficiente	Teste <i>t</i>
<i>c</i>	55.27525	5.48	70.70393	9.41
<i>md</i>	0.72558	0.22	4.841242	1.77
<i>gc</i>	-0.03354	-0.90	-0.03795	-1.15
<i>ae</i>	-0.29119	-2.49	-0.01547	-0.20
<i>ad</i>	-0.23928	-1.46	-0.20429	-1.63
<i>fc</i>	5.74200*	6.03	4.48171	6.34
<i>al</i>	0.45735*	5.46	0.48806	7.62
<i>rc</i>	-0.21195**	-2.23	-0.23487	-3.41
<i>ig</i>	-5.65750	0.43	-32.13266	-3.16
R ² within	0.8185		0.8064	
R ² between	0.2756		0.3148	
R ² overall	0.5343		0.5778	
F (8,209)	117.85		-	
Wald χ^2 (8)	-		970.10	
N. Observ.		434		
Teste Hausman		27.62 (0.0006)		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *, ** e *** denotam significância a 1%; 5% e 10% respectivamente.

A variação positiva de 1% em *ae* reflete na taxa de mortalidade infantil como uma redução de 0.29. Já a redução de um filho por mãe em todo o seu período reprodutivo, *fc*, representa também em decréscimo de 5.74 em *H*. O mesmo acontecendo com o analfabetismo: sua redução em 1% reflete positivamente na mortalidade infantil (0.45) e o aumento de um real na ‘renda *per capita*’ da população tem impacto negativa de 0.21 (Tabela 4).

A Paraíba, estado com 223 municípios e população de 3.443.825 habitantes; e 71% de taxa de urbanização; tem como modelo que melhor se ajusta, também o de efeitos fixos. As variáveis significativas para a redução na taxa de mortalidade infantil foram: a redução na ‘taxa de fecundidade’, em uma unidade, representa redução em *H* de 4.65; a redução de 1% na ‘taxa de analfabetismo’ contribui com 0.91 e o acréscimo na ‘renda *per capita*’, em um real contribui com 0.17 (Tabela 5).

Tabela 5 - Resultados de dados em painel para o estado da Paraíba

	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coeficiente	Teste <i>t</i>	Coeficiente	Teste <i>t</i>
<i>c</i>	34.61301	2.33	45.13510	4.60
<i>md</i>	1.52085	0.55	4.62629	2.13
<i>gc</i>	-0.02583	-1.03	-0.02995	-1.40
<i>ae</i>	-0.07169	-1.07	-0.10103	-2.37
<i>ad</i>	0.02757	0.12	0.21396	1.25
<i>fc</i>	4.65665*	4.47	5.97623	8.11
<i>al</i>	0.91004*	5.25	0.69316	6.76
<i>rc</i>	-0.17039**	-2.04	-0.12673	-1.94
<i>ig</i>	-26.3082	-1.50	-40.63551	-3.09
R ² within	0.8358		0.8313	
R ² between	0.3698		0.3953	
R ² overall	0.5835		0.6024	
F (8,215)	136.80		-	
Wald χ^2 (8)	-		1195.49	
N. Observ.		446		
Teste Hausman		29.87 (0.0002)		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *, ** e *** denotam significância a 1%; 5% e 10% respectivamente.

Para Pernambuco, estado com 185 municípios e 7.918.344 habitantes e taxa de urbanização de 76.5%, o modelo que melhor representa os dados é o de efeitos aleatórios, ou seja, sem a necessidade do controle das características invariantes no tempo, relativas a cada município (Tabela 6).

Tabela 6 - Resultados de dados em painel para o estado de Pernambuco

	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coeficiente	Teste <i>t</i>	Coeficiente	Teste <i>t</i>
<i>c</i>	7.61312	0.87	0.25018	0.03
<i>md</i>	0.82904	0.28	1.00888	0.45
<i>gc</i>	-0.05625	-1.77	-0.04176	-1.48
<i>ae</i>	0.13077	1.56	0.02424	0.63
<i>ad</i>	0.03103	0.18	0.21731	1.44
<i>fc</i>	0.98387	0.98	0.95238	1.14
<i>al</i>	0.91120	6.85	1.12130*	12.87
<i>rc</i>	-0.09359	-2.22	-0.06868**	-2.03
<i>ig</i>	29.06384	2.63	29.81767*	3.25
R ² within	0.7612		0.7557	
R ² between	0.5588		0.5749	
R ² overall	0.5863		0.6099	
F (8,177)	70.53		-	
Wald χ^2 (8)	-		795.20	
N. Observ.		370		
Teste Hausman		12.53 (0.1292)		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *, ** e *** denotam significância a 1%; 5% e 10% respectivamente.

As variáveis significativas para a redução da mortalidade infantil foram: a ‘taxa de analfabetismo’, onde o aumento de 1% na taxa de alfabetizados reduz S em 1.12; a variação positiva em rc , de um real, significa uma redução de 0.06. A análise do coeficiente da variável representativa da distribuição de renda, ig , indica que se a renda apresentar desconcentração, cuja variação ocorre em centésimos (apenas um), resultará na redução da taxa de mortalidade em 29.81 (em números absolutos) (Tabela 6).

Para o estado do Piauí, estado com 221 municípios, 2843278 habitantes e com 62.9% destes vivendo no perímetro urbano; o modelo que melhor se ajusta, segundo o teste de Hausman, é o de efeitos fixos (Tabela 7).

Tabela 7 - Resultados de dados em painel para o estado do Piauí

	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coeficiente	Teste t	Coeficiente	Teste t
c	52.99391	5.44	44.31392	5.70
md	2.09924	0.73	6.110929	2.41
gc	-0.01371	-0.48	-.0076387	-0.29
ae	-0.16247*	-2.93	-.1249855	-2.73
ad	-0.3077002**	-1.82	-.2712537	-1.93
fc	3.40623*	4.50	3.612466	6.17
al	0.36171*	3.22	.4568455	5.89
rc	-0.31401*	-3.45	-.2570417	-3.54
ig	-5.31881	-0.48	-4.873202	-0.50
R ² within	0.8082		0.8042	
R ² between	0.3768		0.4075	
R ² overall	0.5288		0.5475	
F (8,213)	112.19		-	
Wald χ^2 (8)	-		1022.18	
N. Observ.		442		
Teste Hausman		33.94 (0.0000)		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *, ** e *** denotam significância a 1%; 5% e 10% respectivamente.

As variáveis significativas estatisticamente para a redução na taxa de mortalidade infantil foram: a ‘variação no acesso a água encanada’ (ae), cuja variação de 1% representa uma redução de 0.16; a redução na ‘taxa de fecundidade’, de um filho por mãe, representa uma redução de 3.4; a variação de 1% no percentual de pessoas maiores de 15 anos alfabetizadas representa uma redução de 0.36 em H ; enquanto um aumento na ‘renda *per capita*’, de um real, representa em uma redução de 0.31. A variável ad , apesar de significativa estatisticamente, apresentou sinal diferente do esperado, assim como as demais variáveis (Tabela 7).

Para o Rio Grande do Norte, estado com 2.776.782 habitantes e 166 municípios, cuja taxa de urbanização é a maior dentre os estados da Região Nordeste (73.3%); o melhor modelo indicado pelo teste de Hausman, é o de efeitos fixos (Tabela 8).

Tabela 8 - Resultados de dados em painel para o estado do Rio Grande do Norte

	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coeficiente	Teste <i>t</i>	Coeficiente	Teste <i>t</i>
<i>c</i>	32.87062	2.43	58.79184	5.66
<i>md</i>	0.35506	0.13	3.49798	1.44
<i>gc</i>	0.04451***	1.85	0.00325	0.15
<i>ae</i>	-0.09801***	-1.83	-0.15378	-3.50
<i>ad</i>	-0.32869***	-1.83	-0.41011	-2.71
<i>fc</i>	3.88237*	3.30	4.44186	4.57
<i>al</i>	1.09697*	6.77	0.79611	6.03
<i>rc</i>	-0.29097*	-3.84	-0.13381	-2.16
<i>ig</i>	-20.68139	-1.44	-55.23185	-4.70
R ² within	0.9095		0.8987	
R ² between	0.3511		0.3756	
R ² overall	0.5993		0.6436	
F (8,158)	198.49		-	
Wald χ^2 (8)	-		1445.01	
N. Observ.		332		
Teste Hausman		56.36 (0.0000)		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *, ** e *** denotam significância a 1%; 5% e 10% respectivamente.

As variáveis significativas estatisticamente foram: ‘gastos com saúde e saneamento per capita’, cuja variação é discreta (0.44), *ae*, onde a variação de 1% representa uma redução de na taxa de mortalidade infantil, de 0.09; a redução na ‘taxa de fecundidade’ também reduz em 3.88; assim como a redução na ‘taxa de analfabetismo’ tem um impacto de 1.1; e o aumento em *rc* teve um impacto de -0.29 na taxa de mortalidade infantil (Tabela 8).

O estado de Sergipe, com 75 municípios, 1.784.475 habitantes e taxa de urbanização de 71,4%; apresenta como melhor modelo, indicado pelo Teste de Hausman, o de efeitos aleatórios, cujas variáveis significativas foram apenas a taxa de fecundidade e a taxa de analfabetismo. Enquanto uma redução de um filho por mãe indica uma redução de 5.43 em *H*, a redução em 1% no percentual de analfabetos representa uma redução de 0.66 (em números absolutos). A variável ‘número de médicos por mil habitantes’, apesar de significativa, apresentou sinal diferente do esperado (Tabela 9).

Tabela 9 - Resultados de dados em painel para o estado de Sergipe

	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coeficiente	Teste <i>t</i>	Coeficiente	Teste <i>t</i>
<i>c</i>	47.07244	2.31	28.86366	1.74
<i>md</i>	2.16314	0.39	7.56174***	1.63
<i>gc</i>	-0.06107	-1.41	-0.03923	-1.00
<i>ae</i>	-0.07220	-0.63	0.01371	0.16
<i>ad</i>	-0.18984	-0.71	-0.06592	-0.29
<i>fc</i>	3.38007	1.52	5.43124*	3.48
<i>al</i>	0.68140	3.68	0.66574*	4.48
<i>rc</i>	-0.25200	-1.76	-0.14703	-1.43
<i>ig</i>	-13.55384	-0.56	-14.3829	-0.70
R ² within	0.8187		0.8081	
R ² between	0.2624		0.3201	
R ² overall	0.4642		0.5156	
F (8,67)	37.81		-	
Wald χ^2 (8)	-		325.93	
N. Observ.		150		
Teste Hausman		11.55		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *, ** e *** denotam significância a 1%; 5% e 10% respectivamente.

3.2 DISCUSSÕES

Dos resultados obtidos, percebe-se que em seis estados, o modelo em dados de painel, que melhor se ajustou, segundo o teste de Hausman, foi o de efeitos fixos, sugerindo correlação das variáveis explicativas com as não captadas que caracterizam cada unidade de *cross-section*, neste caso, os municípios - o que era esperado - em função de características próprias de cada região e que propiciam as condições ambientais e de vida das populações.

Os estados de Alagoas, Pernambuco e Sergipe, que são próximos geograficamente⁴⁵, tiveram aceitação da hipótese nula que o melhor modelo é o de efeitos aleatórios. O primeiro, que estava em segundo lugar em 1991 no *ranking* das maiores taxas de mortalidade infantil chega a 2000 uma posição abaixo; enquanto Pernambuco que era o estado da Região Nordeste no início do período de estudo com menor taxa, não manteve sua posição (com redução de 24.36%, enquanto a taxa média para a região manteve-se próxima a 30%), subindo para a posição de quinto estado da região, com maior mortalidade infantil por mil nascimentos. Sergipe também apresentou desempenho semelhante, tendo queda menor que em outros

⁴⁵ Ver Anexos - Figura 3.

estados e subindo duas posições (de sexto para quarto, no *ranking* acima citado) (Figura 2 e Tabela 12).

Pode-se inferir pelos resultados, que Alagoas, apesar da grande contribuição para a redução da taxa de mortalidade infantil proporcionada pelo decréscimo na taxa de fecundidade (mas com níveis ainda altos - 3.14), o maior índice de analfabetismo de maiores de 15 anos de idade (31.91%), a mais acentuada concentração de renda da Região, no período analisado, reduziram de maneira discreta as melhoras no estado de saúde da população (Anexos - Tabela 12).

Pernambuco que teve apenas a taxa de analfabetismo, renda per capita e índice de gini como variáveis significativas para a redução da taxa de mortalidade infantil; e isso se evidencia quando os números para o Estado são observados: tem a segunda menor taxa de analfabetismo de maiores de 15 anos e a maior renda *per capita* da Região Nordeste. Quanto à concentração da renda, observada em todos os estados no período 1991-2000, Pernambuco teve uma das menores (Anexos - Tabela 12).

O estado do Ceará, que desceu uma posição no *ranking* das maiores taxas de mortalidade infantil, passando agora ao posto de menor taxa da região, onde as variáveis significativas estatisticamente foram o percentual de pessoas com acesso a água encanada, que nos dados agregados para o estado percebe um aumento de cerca de 49% (de 39.96 para 59,54); redução da taxa de fecundidade, apesar desta ser uma das maiores da região; redução do analfabetismo e aumento considerável da renda *per capita* (Anexos - Tabela 12).

Já estados que se achavam com a quarta e quinta maior taxa de mortalidade infantil da Região Nordeste, Bahia e Rio Grande do Norte, tiveram ganhos consideráveis e no final do período estudado, passaram para sétima e oitava posição, atrás apenas do Ceará. O estado do Rio Grande do Norte teve redução significativa na taxa de fecundidade e no percentual de analfabetos e acréscimo de 40% na renda *per capita* durante o período analisado (1991-2000) (Anexos - Tabela 12).

Pelos resultados em dados de painel constatou-se que o acesso a maior educação foi significativa para a redução da mortalidade de menores de um ano de idade em todos os estados, e que a variação na 'renda *per capita*' da população só não foi significativa para Alagoas e Sergipe, estados que tiveram as menores variações – cerca de 28%. O que corrobora a literatura que trata indica que a redução da pobreza contribui de maneira significativa para a melhora do *status* de saúde, conforme Arrow (1963), Panis e Lillard

(1994), Bhargava (2003), Galiani e Gertler (2003), Quiroga e Rezende (2003), Devidé Jr., Carvalho e Nascimento (2003), Cavalcanti (2003), Santos e Moura (2003); mas contrariando o que foi encontrado por Urdinola C. (2004), cuja renda *per capita* não foi significativa estatisticamente para explicação da taxa de mortalidade infantil.

A redução na ‘taxa de fecundidade’ só não foi significativa para o estado de Pernambuco e a variação no acesso a água encanada foi relevante para os estados da Bahia (33%), Ceará (49%), Maranhão (33%), Piauí (51%) e Rio Grande do Norte (39%). Tais resultados ratificam os resultados em que o ‘acesso a serviços de saúde e saneamento públicos’ resultam em melhoras nas condições de saúde da população como explicitado por Arrow (1963), Panis e Lillard (1994), Lavy *et al.* (1996), Bhargava (2003), Galiani e Gertler (2003), Quiroga e Rezende (2003), Santos e Moura (2003) e Paulics (2003).

A variável ‘número de médicos residentes por mil habitantes’, apesar de significativa para alguns estados, apresenta sinal diferente do esperado; o que destoou dos resultados obtidos na literatura, o que sugere que *md* não seja uma boa *proxy* para ‘cuidados médicos’ pela sua concentração em municípios maiores e ausência em pequenos (PNUD, 2003). A variável ‘percentual de adolescentes entre 15 e 17 anos com filhos’ apresentou resultado semelhante sugerindo 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 e Lillard (1994).

A variável ‘gastos com saúde e saneamento *per capita*’ 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 um acréscimo de cerca de 243% em seus gastos com saúde e saneamento por cada habitante (Tabela 1 e 2 e Anexo – Tabela 12).

A variável representativa da distribuição de renda, índice de gini, apresentou coeficiente com sinal igual ao esperado para o estado de Pernambuco. Nos estados de Alagoas e Ceará, apesar de apresentar significância estatística, os sinais divergiram de sua expectativa. Tais resultados divergem dos encontrados em Galiani e Gertler (2003) que também utilizam a desigualdade de renda para explicar as variações na taxa de mortalidade infantil, para o caso de municípios na Argentina (apesar de não especificar que índice é usado para mensurar a desigualdade de renda).

CONCLUSÃO

A verificação dos determinantes do estado de saúde da população, através da taxa de mortalidade infantil, de cada estado da Região Nordeste do Brasil no período 1991-2000, foi feita a partir da identificação na literatura do impacto do desenvolvimento socioeconômico no *status* de saúde. E da inspiração de modelos teóricos e empíricos, foi testado através da metodologia de dados em painel, um modelo empírico de saúde para a Região Nordeste do Brasil.

A busca de um modelo de demanda por saúde que melhor se adequasse ao estudo em questão e à disponibilidade de dados agregados por municípios levou a uma passagem por modelos como os de Grossman (1972), Rosenzweig e Schultz (1983), Lavy *et al.* (1996) e Dow, Gonzalez e Rosero-Bixby (2003) e também trabalhos que indicaram os principais determinantes do *status* de saúde, usando como medida a taxa de mortalidade infantil: serviços médicos e de saneamento e saúde pública, como acesso à água encanada, a programas de planejamento familiar; e ao status socioeconômico da população, representado pelo nível educacional, pela renda e sua distribuição.

Com inspiração em modelos teóricos formulados para estudo em nível individual ou partindo da função de utilidade familiar, ou que visavam captar pontos específicos como a intervenção governamental, sugeriu-se um modelo que pudesse captar características que são próprias a determinadas regiões, como por exemplo, a presença ou não de períodos de estiagem, que comprometem a produção agrícola e o acesso à água e conseqüentemente comprometem a renda e a situação socioeconômica da população, ou a disponibilidade de serviços médicos e hospitalares.

No modelo empírico, as condições de saúde de determinada população dependem dos serviços médicos, dos serviços de saneamento e saúde pública, e ao *status* socioeconômico da

população. O uso da taxa de mortalidade infantil como *proxy* para o estado de saúde, ocorreu em virtude da capacidade da mesma de captar o impacto do desenvolvimento econômico e social na saúde da população, por capturar a probabilidade de sobrevivência dos menores de um ano de idade, população que pela baixa imunidade são mais suscetíveis às condições de vida adversa e à exposição a doenças de origem infecto-parasitárias. Verifica-se que cerca de 2% da população de todos os estados da Região Nordeste encontram-se nesta faixa etária (Anexos – Tabela 12).

Além disso, como na maioria dos estados em estudo nesta, a taxa de mortalidade infantil fica em torno dos 50 óbitos de menores de um ano por mil nascidos vivos, o que é considerado uma alta taxa, segundo os padrões do Ministério da Saúde e OMS, caracterizando em sua maioria, óbitos pós-neonatais, que ocorrem geralmente devido ao baixo desenvolvimento econômico e social das populações.

Para verificar o *status* de saúde, utilizou-se a metodologia de dados em painel equilibrado, testando a proposta de demanda por saúde para a Região Nordeste do Brasil, utilizando como medida a taxa de mortalidade infantil, e variáveis dependentes ‘número de médicos que atendem à população’, ‘gastos com saúde’, ‘acesso à água encanada’, ‘programas de planejamento familiar’; ‘nível educacional’, renda *per capita*, e distribuição de renda. O uso desta metodologia corrige para problemas de características próprias à região e que não são captadas na forma de variáveis explicativas (e sim no componente de erro que varia com o individuo e permanece constante ao longo do tempo), como a distancia até cidades maiores que possuem melhor atendimento de saúde.

Dos resultados obtidos pode-se inferir que em seis estados, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Piauí e Rio Grande do Norte, o modelo que melhor se ajusta aos dados é o de efeitos fixos, dentro da expectativa, que características próprias de cada região e que acabam por propiciar as condições de meio ambiente e de vida das populações que não foram captadas, mas podem ser controladas. Já para os estados de Alagoas, Pernambuco e Sergipe, o melhor modelo é o de efeitos aleatórios.

Contatou-se que a redução na ‘taxa de analfabetismo de maiores de quinze anos’ foi significativa para a redução da mortalidade de menores de um ano de idade em todos os estados, e que a redução na ‘taxa de fecundidade’ só não foi significativa para o estado de Pernambuco. A variação positiva na ‘renda *per capita*’ da população apenas não foi significativa para os estados de Alagoas e Sergipe, e que o ‘acrécimo de pessoas com acesso

a água encanada' foi relevante para os estados da Bahia, Ceará, Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte. Os aumentos nos 'gastos com saúde e saneamento *per capita*' foram significativos apenas para a redução da mortalidade infantil nos estados de Alagoas e Bahia. A distribuição de renda apresentou significância apenas para o estado de Pernambuco.

Infere-se também, com base nos dados e nos resultados, que o maior acesso à educação, programas de planejamento familiar, renda e água encanada foram os principais determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil e melhora do *status* de saúde da população da Região Nordeste do Brasil. Verifica-se que estados que obtiveram maiores ganhos nestes determinantes foram os que obtiveram maiores ganhos também na redução da mortalidade de menores de um ano de idade: Ceará, por exemplo, tornou-se o estado com menor taxa (em 2000), a partir de maiores ganhos no acesso à água encanada e renda *per capita*; posição esta ocupada por Pernambuco em 1991. Posições se modificaram no *ranking* das maiores taxas de mortalidade da Região Nordeste e do Brasil, no entanto, o estado com pior *status* de saúde continuam sendo os estados do Maranhão e Paraíba.

A despeito das limitações do modelo testado, em função dos dados serem agregados por municípios e não serem de nível individual, e também por contar apenas com dois períodos para análise, uma vez que não foi possível utilizar dados para períodos anteriores, devido a mudança de método de cálculo das variáveis pela fonte deste: conclui-se que políticas públicas de inclusão social, como acesso à 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, formando um ciclo virtuoso de melhora na qualidade de vida, num processo além da simples inclusão social, mas de inclusão regional, tornando todos os brasileiros aptos a desfrutarem do mesmo direito à saúde e à vida.

REFERÊNCIAS

ARELLANO, Manuel; BOVER, Olympia. La econometria de datos de panel. **Investigaciones Económicas** (Segunda época). [s.l.], v. XIV, n. 1, p. 3-45, 1990.

ARROW, K. Uncertainty and the welfare economics of medical care. **The American Economic Review**, v.53, n. 5, p. 941-973, 1963.

BERGER, Ursula; FAHRMEIR, Ludwig; KLASSEN, Stephan. **Dynamic modelling of child mortality in developing countries**: application for Zambia. Seminar für Empirische Wirtschaftsforschung/Ludwig-Maximilians Universität München. Disponível em: <<http://www.stat.uni-uenchen.de/sfb386/papers/dsp/paper299.pdf>>. Acesso em: 6 set. 2004.

BHARGAVA, Alok. Family planning, gender differences and infant mortality: evidence from Uttar Pradesh, India. **Journal of Econometrics**, v. 112, p. 225-240, 2003. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 6 out. 2003.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Anuário estatístico de saúde do Brasil 2001**. Brasília: Funasa/Cenepi: 2003a. Disponível em: <<http://www.saude.gov.br>>. Acesso em: 23 set. 2003.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Indicadores de mortalidade**: taxa de mortalidade infantil. Brasília: Funasa/Cenepi: 2003b. Disponível em: <<http://www.saude.gov.br>>. Acesso em: 23 set. 2003.

BRASILEIRO, Verônica Maria Miranda. **Indicadores demográficos e sociais e econômicos do nordeste**. Câmara dos Deputados.Consultoria Legislativa da Área XI, Meio Ambiente e Direito Ambiental, Organização Territorial, Desenvolvimento Urbano e Regional. Brasília: jul. 2003. Disponível em: <<http://www.camara.gov.br>>. Acesso em: 23 set. 2003.

CAMARANO, Ana Amélia *et al.* Transformações no padrão etário da mortalidade brasileira em 1979-1994 e o seu impacto na força de trabalho. **IPEA**, Brasília, TD 512, set. 1997. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 26 set. 2003.

CAVALCANTI, Nicanor Ferreira. Condições socioeconômicas, programas de complementação alimentar e mortalidade infantil no Estado de São Paulo (1950 a 2000). **Saúde e sociedade**, v. 12, n. 1 jan-jul, 2003.

CHAY, Kenneth Y.; GREENSTONE, Michael. **Air quality, infant mortality, and the clean air act of 1970**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2003. (NBER

Working Paper Series, 10053). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10053>>. Acesso em: 29 fev. 2004.

COSTA, Maria da Conceição Nascimento *et al.* Mortalidade infantil no Brasil em períodos recentes de crise econômica. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, 37(6), p. 699-706, 2003. Disponível em: <<http://www.fsp.usp.br/rsp>>. Acesso em: 27 ago. 2004.

DEB, Partha, TRIVEDI, Pravin K. The structure of demand for health care: latent class versus two-part models. **Journal of Health Economics**, v. 21, p. 601–625, 2002.

DEVIDÉ JR, Ariclei; CARVALHO, Sérgio Carlos de; NASCIMENTO, Sidnei Pereira do. Os condicionantes socioeconômicos da mortalidade infantil no Paraná: 1980-2001. In: **Seminário Itinerante sobre a Economia Paranaense**. IPARDES: 2003.

DIAZ, Maria Dolores M. Desigualdades Socioeconômicas na Saúde. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, 57(1), p.7-25, jan-mar, 2003. Disponível em: <<http://www.portal.capes.gov.br>>. Acesso em: 27 ago. 2004.

DOW, William H.; GONZALEZ, Kristine A.; ROSERO-BIXBY, Luis. **Aggregation and insurance-mortality estimation**. . Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2003. (NBER Working Paper Series 9827). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w9827>>. Acesso em: 21 ago. 2004.

GALIANI, Sebastian; GERTLER, Paul. Water for life: the impact of the privatization of water services on child mortality. **EPGE/FGV**, v. 1145, jan. 2003. Disponível em: <<http://www.epge.fgv.br>>. Acesso em: 21 set. 2003.

GIANNECCHINI, Laura. **Brasil deve alcançar meta de redução da mortalidade infantil até 2015**. Disponível em: <<http://www.setor3.com.br/senac2/calandra.nsf/>>. Acesso em: 9 nov. 2004.

GLOBALINVEST. Brasil: a 15ª economia do mundo... **Economic Research**, [s.l.], 01 out. 2003. Disponível em: <http://www.globalinvest.com.br/relatorios/PIB_ranking2003.pdf>. Acesso em: 2 nov. 2003.

GREENE, William H. **Econometric Analysis**. 4th ed. Prentice-Hall, 2000.

GROSSMAN, Michael. On the concept of health capital and the demand for health. **Journal of Political Economy**, v. 80, n. 2, p.223-255, 1972.

HOLCMAN, Márcia Moreira, LATORRE, Maria do Rosário Dias de Oliveira; SANTOS, Jair Lício Ferreira. Evolução da mortalidade infantil na região metropolitana de São Paulo: 1980-2000. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, 38(2), p. 180-186, 2004. Disponível em: <<http://www.fsp.usp.br/rsp>>. Acesso em: 27 ago. 2004.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos Econométricos**. 4 ed. McGrawHill, 2001.

LAVY, Victor *et al.* Quality of health care, survival and health outcomes in Ghana. **Journal of Health Economics**, v. 15 p. 333-357, 1996. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 6 out. 2003.

LEITE, Álvaro Jorge Madeiro; SILVA, Anamaria Cavalcante e. **Mortalidade infantil: indicador das condições de vida das populações.** Disponível em: <http://www.geocities.com/evidenciaufc/outros/documentos/artigo_mortalidade_infantil.pdf>. Acesso em: 17 nov. 2004.

MEJIA, Abel *et al.* **Água, redução de pobreza e desenvolvimento sustentável.** Banco Mundial: Brasília, 2003. 52 p. (Série Água Brasil, 4).

OBJETIVOS DE DESENVOLVIMENTO DO MILÊNIO. Relatório nacional de acompanhamento. Brasília: IPEA, 2004. 96 p.

PANIS, Constantin W. A; LILLARD, Lee A. Health inputs and child mortality: Malaysia. **Journal of Health Economics**, v. 13, p. 455-489, 1994. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 6 out. 2003.

PAULICS, Veronika. **Reduzir a mortalidade infantil.** Disponível em: <<http://polis.org.br/publicacoes/dicas/222043.html>>. Acesso em: 4 out. 2003.

PHELPS, Charles E. **Health economics.** 2 ed. Massachusetts: Addison Wesley Longman, 1997.

PNUD. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil.** Disponível em: <www.pnud.org.br>. Acesso em: 03 nov. 2003.

QUIROGA, Júnia; REZENDE, Sonaly. A mortalidade infantil por causas de morte no Vale do Jequitinhonha-MG. In: **X Seminário sobre a Economia Mineira.** Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br>>. Acesso em: 4 out. 2003.

ROSENZWEIG, Mark R.; SCHULTZ, T. Paul. Estimating a household production function: heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight. **Journal of Political Economy**, v. 91 (5), p. 723-746, 1983.

SACHS Jeffrey D. **Macroeconomics and health: investing in health for economic development.** World Health Organization Commission on Macroeconomic and Health, 2001. Disponível em: <<http://www.cid.harvard.edu>>. Acesso em: 1 set. 2004.

SANTOS, Táis F.; MOURA, Fernando A. **Os determinantes da mortalidade infantil no Nordeste: aplicação de modelos hierárquicos.** Recife: Fundação Joaquim Nabuco. Disponível em: <<http://www.fundaj.gov.br>>. Acesso em: 23 out. 2003.

SILVA, Antônio Augusto Moura da *et al.* Mortalidade infantil e baixo peso ao nascer em cidades do Nordeste e Sudeste, Brasil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, 37(6), p. 693-698, 2003. Disponível em: <<http://www.fsp.usp.br/rsp>>. Acesso em: 27 ago. 2004.

SIMÕES, Celso Cardoso da Silva. **Novas estimativas da mortalidade infantil no Brasil e suas regiões.** IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 23 set. 2003.

UNITED NATIONS. **Declaração do milênio.** Lisboa: United Nations Information Centre, 2001a. Versão em português - DPI/2163. Disponível em: <<http://www.onuportugal.pt>>. Acesso em: 1 set. 2004.

UNITED NATIONS. **Plano para consecução dos objectivos da cimeira do milénio.** Lisboa: United Nations Information Centre, 2001b. (Relatório do Secretário Geral) Versão em português. Disponível em: <<http://www.onuportugal.pt>>. Acesso em: 1 set. 2004.

URDINOLA C, B. Piedad. The hidden cost of violence: infant mortality in Colombia. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO AMERICANA DE POPULAÇÃO, 1, 2004. **Anais...** Caxambu: ALAP, 2004. Disponível em: <<http://www.abep.org.br>>. Acesso em: 15 set. 2004.

VAN ZON, Adriaan; MUYSKEN, Joan. Health and endogenous growth. **Journal of Health Economics**, v. 20, p. 169–185, 2001. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 7 out. 2004.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Econometric analysis of cross section and panel data.** Massachusetts: MIT Press, 2001.

WORLD BANK. Conseqüências para a pobreza, causas e possíveis ações de políticas públicas sobre o meio ambiente. **Notas técnicas sobre o Meio Ambiente.** Disponível em: <<http://www.worldbank.org/poverty/portuguese/strategies/srcbook/entn0319.pdf>>. Acesso em: 4 out. 2003.

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

ADAMS, Peter *et al.* Healthy, wealthy, and wise? Tests for direct causal paths between health and socioeconomic status. **Journal of Econometrics**, v. 112, p. 3-56, 2003. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 6 out. 2003.

ALDERMAN, Harold *et al.* **Child nutrition, child health, and school enrollment: a longitudinal analysis**. The World Bank/Policy Research Department/Poverty and Human Resources Division, 1997 (Policy Research Working Paper 1700).

ALSAN, Marcella; BLOOM, David E.; CANNING, David. **The effect of population health on foreign direct investment**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2004. (NBER Working Paper Series 10596). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10596>>. Acesso em: 21 ago. 2004.

AMES, B.; BROWN, W.; DEVARAJAN, S.. Questões macroeconômicas. In: WORLD BANK. **Notas técnicas**. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/poverty/portuguese/strategies/srcbook/macr0118.pdf>>. Acesso em: 4 out. 2003.

ARAUJO JR, Ari Francisco de. Raízes Econômicas da Criminalidade Violenta no Brasil: um estudo usando micro dados e pseudo-painel - 1981/1996. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 2, 2002. **Anais...** São Paulo: ABER, 2002. 1 CD-ROM.

BAGOLIN, Izete Pengo; GABE, João; RIBEIRO, Eduardo Pontual. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 2, 2002. **Anais...** São Paulo: ABER, 2002. 1 CD-ROM.

BIDANI, Benu; RAVALLION, Martin. **Decomposing social indicators using distributional data**. The World Bank/Policy Research Department, 1995.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Indicadores de mortalidade: taxa de mortalidade pós-neonatal**. Brasília: Funasa/Cenepi: 2003c. Disponível em: <<http://www.saude.gov.br>>. Acesso em: 23 set. 2003.

BREIEROVA, Lucia; DUFLO, Esther. **The impact of education on fertility and child mortality: do fathers really matter less than mothers?** Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2004. (NBER Working Paper Series 10513). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10513>>. Acesso em: 21 ago. 2004.

COMIM, Flávio; BAGOLIN, Izete Pengo. Aspectos qualitativos da Pobreza no Rio Grande do Sul. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 2, 2002. **Anais...** São Paulo: ABER, 2002. 1 CD-ROM.

CUTLER, David; MILLER, Grant. **The role of public health improvements in health advances: the 20th century United States.** Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2004. (NBER Working Paper Series 10511). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10511>>. Acesso em: 21 ago. 2004.

DUARTE, Angelo; FERREIRA, Pedro C.; SALVATO, Macio. Disparidades Regionais ou Educacionais? um exercício com contrafactuais. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31, 2003. **Anais...** Porto Seguro: ANPEC, 2003. 1 CD-ROM.

DURASAMY P. **Health status and curative health care in rural India.** National Council of Applied Economic Research. New Delhi/India: 2001. (Working Paper Series 78) Disponível em: <<http://www.ncaer.org/WP78.pdf>>. Acesso em: 6. set. 2004.

FLORISSI, Stéfano; FREITAS, Tiarajú A. de. Gastos públicos e IDH: um estudo de caso. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 2, 2002. **Anais...** São Paulo: ABER, 2002. 1 CD-ROM.

GAURI, Varun. **Are incentives everything?** Payment mechanisms for health care providers in developing countries. The World Bank/Development Research Group Disponível em: <http://econ.worldbank.org/files/2229_wps2624.pdf>. Acesso em: 5 set. 2004.

GIL, Antonio Carlos. **Técnicas de pesquisa em economia.** 2. ed. São Paulo: Atlas, 1990.

HAMMER Jeffrey S. Economic analysis for health projects. **The World Bank Research Observer**, v. 12, n. 1. p. 47-71, feb. 1997. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/research/journals/wbro/obsfeb97/pdf/artcle~4.pdf>>. Acesso em: 5. set. 2004.

INTER-AMERICAN DEVELOPMENT BANK. **Regional research network project: productivity of household investment in health.** Disponível em: <<http://www.iadb.org/res/laresnetwork/studies/st56tor.pdf>>. Acesso em: 6 set. 2004.

IUNES, Roberto F. Demanda e demanda em saúde. In: PIOLA, Sérgio Francisco; VIANNA, Solon Magalhães (org.). **Economia da saúde: conceitos e contribuições para a gestão da saúde.** Brasília: IPEA, 1995. 298 p. (Série IPEA 149).

KLAAUW, Bas van der; WANG Limin. **Child mortality in rural India.** Department of Economics, Free University Amsterdam and The World Bank, July 2003. Disponível em: <<http://www.tinbergen.nl/~klaauw/mortality.pdf>>. Acesso em: 6 set. 2004.

LAKATOS, Eva Maria; MARCONI, Marina de Andrade. **Fundamentos de metodologia científica.** 3. ed. rev. e ampl. São Paulo: Atlas, 1991.

LEAL, Florencia Castro *et al.* Public social spending in Africa: do the poor benefit? **The World Bank Research Observer**, v. 14, n. 1, p. 49–72, feb. 1999. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/research/journals/wbro/obsfeb99/pdf/article3.pdf>>. Acesso em: 5 set. 2004.

LEE, Lung-fei; ROSENZWEIG, Mark R.; PITT, Mark M.. The effects of improved nutrition, sanitation, and water quality on child health in high-mortality populations. **Journal of Econometrics**, v. 77, p. 209-235, 1997. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 6 out. 2003.

LINDELÖW, Magnus. **Health care decisions as a family matter**: intrahousehold education externalities and the utilization of health services. The World Bank/Centre for Study of African Economies, Oxford University, 2004. (Policy Research Working Paper 3324). Disponível em: <http://econ.worldbank.org/files/35979_wps3324.pdf>. Acesso em: 6 set. 2004.

LINDELÖW, Magnus. **Sometimes more equal than others**: how health inequalities depend on the choice of welfare indicator. The World Bank/Centre for Study of African Economies, Oxford University, 2004. (Policy Research Working Paper 3329). Disponível em: <http://econ.worldbank.org/files/35984_wps3329.pdf>. Acesso em: 5 set. 2004.

MENDONÇA, Mario Jorge Cardoso *et al.* Demanda por saneamento no Brasil: uma aplicação do modelo logit multinomial. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31, 2003. **Anais...** Porto Seguro: ANPEC, 2003. 1 CD-ROM.

NEDER, Henrique Dantas; SILVA, Jorge Luiz Mariano da. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31, 2003. **Anais...** Porto Seguro: ANPEC, 2003. 1 CD-ROM.

RIBERO, Rocio. **Earnings effects of household investment in health in Colombia**. New Haven: Yale University/Economic Growth Center, 1999. Disponível em: <http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp810.pdf>. Acesso em: 6 set. 2004.

SOARES, Luiz Carlos Rangel *et al.* Inequities in access to and use of drinking water services in Latin America and the Caribbean. **Rev. Panam Salud Publica**, Washington, v. 11, n. 5-6, maio/jun. 2002. Disponível em: <<http://www.scielosp.org/scielo.php>>. Acesso em: 30 set. 2003.

SOUSA, Tanara Rosângela Vieira. A evolução da taxa de mortalidade infantil no estado da Paraíba na última década: uma investigação a partir de dados em painel. In: REUNIÃO REGIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA, 36, 2003. **Anais...** João Pessoa: ABE, 2003. 1 CD-ROM.

SOUSA, Tanara Rosângela Vieira; LEITE FILHO, Paulo Amilton; MAIA, Sinézio Fernandes. Redução da taxa de mortalidade infantil nos estados da Região Nordeste no período 1991-2000: Uma análise por dados em painel. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA - REGIÃO NORDESTE, 9, 2004. **Anais...** Fortaleza: BNB, ANPEC, 2004. 1 CD-ROM

SOUSA, Tanara Rosângela Vieira; MAIA, Sinézio Fernandes. Análise dos determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil no meio rural paraibano. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42, 2004. **Anais...** Cuiabá:

SOBER, 2004a. 1 CD-ROM.

SOUSA, Tanara Rosângela Vieira; MAIA, Sinézio Fernandes. Determinantes da redução da taxa de mortalidade Infantil no estado da Paraíba: uma investigação por dados em painel. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 16, 2004. **Anais...** Caxambu: ABE, 2004b. p. 145-145. 1 CD-ROM

SOUSA, Tanara Rosângela Vieira; MAIA, Sinézio Fernandes. Uma investigação dos determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil na Paraíba utilizando dados de painel. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS REGIONAIS, 3, 2004. **Anais...** Belo Horizonte: ABER, 2004c. 1 CD-ROM.

SOUSA, Tanara Rosângela Vieira; MAIA, Sinézio Fernandes. Uma investigação dos determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil nos estados da Região Nordeste do Brasil. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO-AMERICANA DE POPULAÇÃO, 1, 2004. **Anais...** Caxambu: ALAP, 2004d. Disponível em: <www.abep.org.br>. Acesso em: 15 set. 2004.

TUROLLA, Frederico A. Política de saneamento básico: avanços recentes e opções futuras de políticas públicas. **IPEA**, Brasília, TD 922, dez. 2002. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 20 set. 2003.

VALENTE, Flávio Luiz Schieck. Fome, desnutrição e cidadania: inclusão social e direitos humanos. **Saúde e sociedade**, v. 12, n. 1, jan-jul, 2003.

VIANNA, Solon Magalhães *et al.* **Medindo as desigualdades em saúde no Brasil**: uma proposta de monitoramento. Disponível em: <http://www.abres.cict.fiocruz.br/2002/papers/trabalhos/101/abres_friburgo_091202.doc>. Acesso em: 26 ago. 2004.

WAGSTAFF, Adam. **Child health on a dollar a day**: some tentative cross-country comparisons. Development Research Group and Human Development Network, The World Bank, Washington DC, USA and School of Social Sciences, The University of Sussex, Brighton, UK, 2001.

WAGSTAFF, Adam. Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries. **Bulletin of the World Health Organization**, 78(1). p. 19-29, 2000.

XIMENES, Ricardo Arraes de Alencar *et al.* Social environment, behavior, and schistosomiasis in an urban population in the Northeast of Brazil. **Rev Panam Salud Publica**, Washington, v. 9, n. 1, p. 13-22, jan. 2001. Disponível em: <<http://www.scielosp.org/scielo.php>>. Acesso em: 30 set. 2003.

APÉNDICE

Tabela 10 – Resultados de dados em painel para os estados da Região Nordeste usando o software Eviews 4

(continua)

	Alagoas				Bahia				Ceará			
	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>		<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>		<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T
<i>c</i>	-	-	27.3955	1.6418	-	-	35.7512*	5.5806	-	-	36.3248*	4.1032
<i>ae</i>	-0.2761*	-3.0049	-0.1135	-1.3642	-0.1588*	-4.5212	-0.1513*	-3.6568	-0.2421*	-6.9375	-0.1759*	-3.5984
<i>ad</i>	0.0655	0.3834	-0.2401	-1.1451	-0.3265*	-3.3531	-0.2371**	-1.9708	-0.1621	-1.4233	-0.3075**	-2.1341
<i>fc</i>	5.9026*	5.1268	8.1108*	6.2163	4.6941*	9.50468	7.6657*	12.686	1.3470***	1.8496	2.6558*	3.6099
<i>al</i>	0.7904*	4.6344	0.5577*	3.2428	0.7114*	11.9456	0.3741*	5.0307	0.96721*	9.3098	0.8696*	7.8727
<i>rc</i>	-0.0862	-0.6042	0.1222	1.0258	-0.2149*	-6.6152	-0.0453	-1.0117	-0.1947*	-3.6054	-0.0836	-1.3227
<i>ig</i>	-33.604*	-3.2834	-32.593**	-2.4433	-5.2991	-1.0399	-15.8693**	-2.1681	-19.3191**	-2.5208	-26.8056*	-3.1909
<i>md</i>	0.3156	0.1414	3.5843	1.0051	1.8457	1.4186	3.3779**	2.0265	4.8948*	3.2888	7.2407*	3.3088
<i>gc</i>	-0.1019*	-2.0214	-0.1961*	-3.6555	-0.0438**	-2.0484	-0.0945*	-3.4304	0.02122	1.2322	-0.0059	-0.24754
R ²	0.905944		0.794225		0.933113		0.830079		0.949162		0.883909	
R ² ajustado	0.796719		0.785695		0.863761		0.828424		0.893991		0.881322	
N. Observ.	202				830				368			
T. Hausman	-6.976756				-138.1719				25.697408* (0.0011831)			
	Maranhão				Paraíba				Pernambuco			
	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>		<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>		<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T
<i>c</i>	-	-	70.7039*	9.4073	-	-	45.1351*	4.6015	-	-	2.5817	0.3125
<i>ae</i>	-0.2912*	-3.6939	-0.0155	-0.2027	-0.0717***	-1.6142	-0.1010**	-2.3715	-0.1308**	-2.2142	-0.01458	-0.2824
<i>ad</i>	-0.2393***	-1.8564	-0.2043	-1.6279	0.0276	0.1686	0.2139	1.2504	0.03103	0.2545	0.2202	1.4377
<i>fc</i>	5.7419*	8.2859	4.4817*	6.3358	4.6567*	6.9696	5.9762*	8.1063	0.9839	1.3454	1.0814	1.3352
<i>al</i>	0.4574*	7.4044	0.4881*	7.6188	0.9100*	7.4969	0.6932*	6.7624	0.9112*	9.0151	1.1074*	11.5094
<i>rc</i>	-0.2119*	-2.8220	-0.2349*	-3.4095	-0.1703**	-2.4129	-0.1267***	-1.9420	-0.0936*	-3.1042	-0.0613***	-1.8078
<i>ig</i>	-5.6576	-0.5739	-32.1328*	-3.1627	-26.3083**	-2.2576	-40.6355*	-3.0927	29.0638*	3.4615	28.2471*	3.1371
<i>md</i>	0.7256	0.3081	4.8412***	1.7666	1.5209	0.8933	4.6263**	2.1284	0.8290	0.3985	1.2403	0.5586
<i>gc</i>	-0.0335	-1.2039	-0.0379	-1.1458	-0.0258**	-1.6917	-0.0299	-1.4024	-0.0562**	-2.3088	-0.0444***	-1.5889
R ²	0.900546		0.786551		0.920525		0.833581		0.951652		0.900228	
R ² ajustado	0.793953		0.782534		0.835505		0.830535		0.899206		0.898017	
N. Observ.	434				446				370			
T. Hausman	-2.162533				29.868574* (0.0002230)				12.701418 (0.1225442)			

(continuação)

	Piauí				Rio Grande do Norte				Sergipe			
	<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>		<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>		<i>Efeitos Fixos</i>		<i>Efeitos Aleatórios</i>	
	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T	Coeficiente	Teste T
<i>c</i>	-	-	44.3140*	5.6976	-	-	58.7919*	5.6559	-	-	28.8637***	1.7385
<i>ae</i>	-0.1625*	-4.1163	-0.1250*	-2.7337	-0.0980*	-2.9591	-0.1538*	-3.5036	-0.0722	-0.9577	0.01372	0.1613
<i>ad</i>	-0.3077*	-2.5990	-0.2713**	-1.9329	-0.3287**	-2.7099	-0.4101*	-2.7053	-0.1898	-1.0038	-0.0659	-0.2855
<i>fc</i>	3.4062*	6.0857	3.6125*	6.1694	3.8824*	4.8526	4.4419*	4.5703	3.3801*	2.1557	5.4312*	3.4815
<i>al</i>	0.3617*	4.7644	0.4569*	5.8861	1.0970*	9.0597	0.7961*	6.0250	0.6814*	4.8136	0.6657*	4.4771
<i>rc</i>	-0.3140*	-4.8480	-0.2570*	-3.5429	-0.2910*	-5.5771	-0.1338**	-2.1579	-0.2520**	-2.5671	-0.1470	-1.4349
<i>ig</i>	-5.3191	-0.6779	-4.8734	-0.5004	-20.681***	-1.7849	-55.231*	-4.6996	-13.5538	-0.8417	-14.3829	-0.6990
<i>md</i>	2.0993	1.1132	6.1109**	2.4098	0.3550	0.1877	3.4980	1.4394	2.1632	0.6055	7.5617***	1.6296
<i>gc</i>	-0.0137	-0.6766	-0.0076	-0.2877	0.0445**	2.5277	0.0033	0.1488	-0.0618**	-1.9833	-0.0392	-1.0034
R ²	0.932087		0.858418		0.949682		0.882519		0.925781		0.841457	
R ² ajustado	0.859392		0.855802		0.894587		0.879609		0.834945		0.832462	
N. Observ.	442				332				150			
T. Hausman	33.943132* (4.160E-05)				50.434791* (3.371E-08)				11.554618 (0.1722091)			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: * significância de 1%; ** significância de 5%; *** significância de 10%.

ANEXOS

Tabela 11 - Taxas de mortalidade infantil em 2001 - Brasil e regiões

	<i>Total</i>	<i>Neonatal precoce (0 a 6 dias)</i>	<i>Neonatal tardia (7 a 27 dias)</i>	<i>Pós-neonatal (28 a 364 dias)</i>
Brasil	27.4	14.0	3.8	9.6
Norte	28.1	14.7	3.7	9.7
Nordeste	43.0	21.4	4.9	16.7
Sudeste	18.2	9.5	3.0	5.8
Sul	16.4	8.2	2.4	5.8
Centro-Oeste	20.9	11.3	3.3	6.3

Fonte: DATASUS/IDB 2003/Ministério da Saúde *apud* Objetivos de Desenvolvimento do Milênio, 2004.

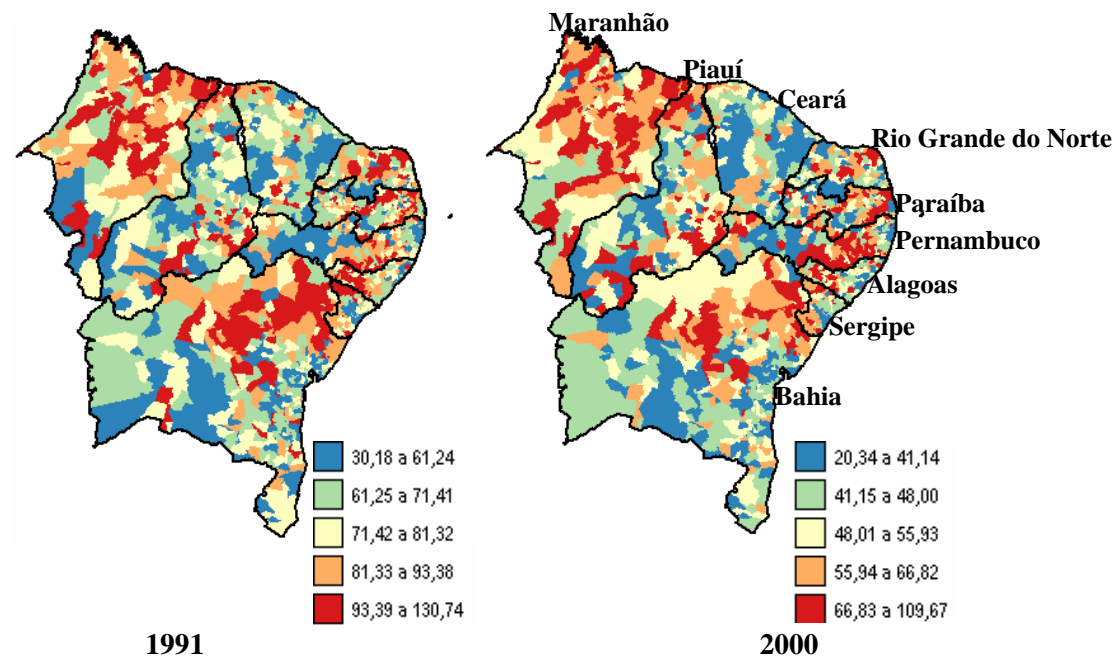


Figura 3 - Distribuição espacial das taxas de mortalidade infantil – Região Nordeste –1991-2000

Fonte: PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2003.

Tabela 12 - Indicadores – estados da Região Nordeste – 1991-2000

<i>Estado</i>	<i>População total</i>		<i>Taxa de urbanização</i>		<i>% de pessoas de menos de 1 ano</i>		<i>Taxa de mortalidade infantil</i>		<i>Taxa de fecundidade</i>		<i>% de pessoas de 15 anos ou mais analfabetas</i>	
	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 G. 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

<i>Estado</i>	<i>Renda per capita</i>		<i>Índice de gini</i>		<i>% de pessoas que vivem em domicílios com água encanada</i>		<i>Nº de médicos residentes por mil habitantes</i>		<i>% adolescentes do sexo fem. entre 15 e 17 anos com filhos</i>		<i>Gastos com saúde e saneamento per capita</i>	
	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 G. 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: PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2003 e BRASIL, Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda *apud* IPEA, 2003