

UMA INVESTIGAÇÃO DOS DETERMINANTES DA REDUÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS ESTADOS DA REGIÃO NORDESTE DO BRASIL*

Tanara Rosângela Vieira Sousa*
Sinézio Fernandes Maia♦

Palavras-Chave: Taxa de Mortalidade Infantil; IDH; Região Nordeste; Dados em Painel

Resumo

O crescimento econômico observado no Brasil deu-se as custas de desigualdades sociais e regionais e altos índices de exclusão social e pobreza. A taxa de mortalidade infantil é um dos indicadores mais usados para medir a qualidade de vida da população. O objetivo deste trabalho é explorar os fatores determinantes da trajetória da taxa de mortalidade infantil nos estados da Região Nordeste no período de 1991 a 2000. Para esta análise usou-se a metodologia de dados em painel equilibrado. Os resultados obtidos confirmam que a mortalidade infantil pode ser reduzida com investimentos na área de saneamento, educação, saúde através de programas de planejamento familiar e acesso a serviços de saúde, e que as diferentes políticas implementadas nos Estados, retratam as diferentes realidades, apesar das similaridades dos estados da Região Nordeste.

* Trabalho apresentado no I Congresso da Associação Latino Americana de População, ALAP, realizado em Caxambú - MG – Brasil, de 18- 20 de Setembro de 2004.

* Graduada em Economia pela Fundação Universidade Federal do Rio Grande – FURG (Janeiro de 2003); Mestranda em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE e Pesquisadora do Núcleo de Economia Aplicada - NEA; Universidade Federal da Paraíba – UFPB; E-mail: tanarasousa@hotmail.com; tanarasousa@ibest.com.br.

♦ Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco – PIMES (Fevereiro de 2001); Professor Adjunto do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE e Pesquisador do Núcleo de Economia Aplicada – NEA; Universidade Federal da Paraíba – UFPB; E-mail: sinezio@ccsa.ufpb.br; sineziofmaia@hotmail.com.

UMA INVESTIGAÇÃO DOS DETERMINANTES DA REDUÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS ESTADOS DA REGIÃO NORDESTE DO BRASIL*

Tanara Rosângela Vieira Sousa*
Sinézio Fernandes Maia*

1 Introdução

O Brasil passou por diversas mudanças ao longo das últimas décadas, e encontra-se entre os 15 maiores Produtos Internos Brutos (PIBs) do mundo¹, mas quanto aos ganhos sociais, os números são ainda modestos: a posição brasileira no ranking do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) ainda é a 65ª, para dados de 2003 (GLOBALINVEST, 2003; PNUD, 2003). Percebe-se que esta disparidade entre ganhos econômicos e sociais ocorreu devido ao crescimento econômico que se deu às custas do aumento das desigualdades sociais e regionais, resultando em altos índices de exclusão social e pobreza.

Grzybowski (2003) ressalta que o grande mérito do IDH é medir os ganhos de qualidade de vida que as economias estão gerando, pois indicadores como maior longevidade, redução da mortalidade infantil e do analfabetismo e maior escolaridade, dependem de mudanças estruturais sustentáveis na sociedade. Bens coletivos, como saneamento e saúde pública, têm efeitos mais duradouros sobre a qualidade da vida dos habitantes de um país do que o crescimento acelerado do PIB e das exportações. Ames, Brown e Devarajan (2003) corroboram com essa idéia apontando “que os choques de curto prazo em dimensões que não envolvem renda, como a educação e a saúde, podem ter conseqüências de longo prazo”.

O Brasil, apesar de ter apresentado baixa taxa de crescimento econômico durante a última década do século XX, teve melhoras em seu IDH, que, no entanto ainda são lentas. Esse fato pode ser observado principalmente na Região Nordeste, que concentra 28,1% da população brasileira, mas cuja participação no PIB, é de apenas 13,1%. Quando se ressaltam os indicadores sociais, há as mesmas disparidades: por exemplo, a esperança de vida ao nascer, de 65,1 anos, fica também abaixo da taxa brasileira, que é de 68,6. A taxa de mortalidade infantil é ainda mais dispar: 47,33 contra os 30,57 da média nacional (BRASILEIRO, 2003; PNUD, 2003).

Segundo 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 26,42% estavam nesta faixa etária (BRASIL, 2003). Maranhão e

* Trabalho apresentado no I Congresso da Associação Latino Americana de População, ALAP, realizado em Caxambú - MG – Brasil, de 18- 20 de Setembro de 2004.

* Graduada em Economia pela Fundação Universidade Federal do Rio Grande – FURG (Janeiro de 2003); Mestranda em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE e Pesquisadora do Núcleo de Economia Aplicada - NEA; Universidade Federal da Paraíba – UFPB; E-mail: tanarasousa@hotmail.com; tanarasousa@ibest.com.br.

♦ Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco – PIMES (Fevereiro de 2001); Professor Adjunto do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE e Pesquisador do Núcleo de Economia Aplicada – NEA; Universidade Federal da Paraíba – UFPB; E-mail: sinezio@ccsa.ufpb.br; sineziofmaia@hotmail.com.

¹ Já tendo chegado ao 8º maior PIB em 1998.

Paraíba são os estados com as maiores taxas de mortalidade infantil do Brasil, apresentando valores considerados altos: 55.8 e 51.5 no ano de 2000, respectivamente (PNUD, 2003).

Os altos índices de exclusão social e pobreza que se mantêm ao longo da história brasileira fazem com que sejam necessários estudos de indicadores destes. As altas taxas de mortalidade infantil, segundo o *World Bank* (2003), estão correlacionadas a baixos níveis socioeconômicos da população, que podem ser quantificados através do nível de escolaridade da população, do acesso a serviços de saúde e saneamento, da renda *per capita* e da distribuição de renda. Esses indicadores refletem também a eficácia das políticas públicas implementadas.

Este trabalho tem como objetivo explorar os fatores determinantes da trajetória da taxa de mortalidade infantil para cada estado da Região Nordeste do Brasil, no período 1991-2000, através da metodologia de dados em painel equilibrado.

O trabalho está dividido em 5 partes: além desta introdução e das considerações finais, tem-se uma seção para caracterização da taxa de mortalidade infantil, sua situação na região Nordeste, bem como uma revisão de trabalhos que analisam sua trajetória. A terceira seção trata da apresentação do modelo de dados em painel, da especificação do modelo trabalhado e a caracterização das variáveis selecionadas. Na quarta seção discutem-se os resultados encontrados.

2. Revisão da literatura

2.1 Taxa de Mortalidade Infantil

Um dos indicadores comumente usado para avaliar as condições de vida e saúde da população é a situação da 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 (1999), 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. A taxa de mortalidade infantil é calculada de forma direta através da seguinte forma²:

$$\frac{\text{número de óbitos de residentes com menos de um ano de idade}}{\text{número total de nascidos vivos de mães residentes}} \times 1.000$$

Segundo o Ministério da Saúde³, 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. Destaca ainda que quando determinada região possui baixa taxa de mortalidade infantil, é por que seu componente de morte neonatal (com predomínio da mortalidade

² Devido a problemas de subregistro, principalmente em áreas rurais, Camarano *et al.* (1997) lembram que há metodologias de cálculo da taxa de mortalidade infantil de forma indireta.

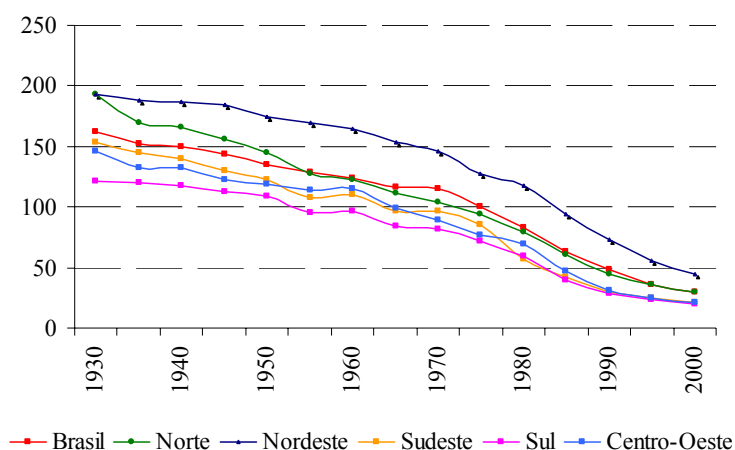
³ E organismos internacionais como Organização Mundial da Saúde (OMS), *World Bank*.

neonatal precoce)⁴ 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, mas sim a baixos níveis de saúde e de desenvolvimento socioeconômico (BRASIL, 2003).

Observou-se ao longo do século XX, redução das taxas de mortalidade infantil em todas as regiões brasileiras. Segundo Quiroga e Rezende (2003) as taxas de mortalidade no Brasil têm seguido uma tendência de queda, mas esse progresso se dá de maneira desigual e, portanto, o ritmo e a intensidade da queda não são os mesmos em todos os locais.

Simões (2003) mostra que essa redução desigual acentuou-se ao longo dos anos, pois se antes da década de quarenta as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Norte mostravam tendências declinantes, as regiões Sul e Nordeste apresentavam ainda níveis estáveis. 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 da década de setenta 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 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

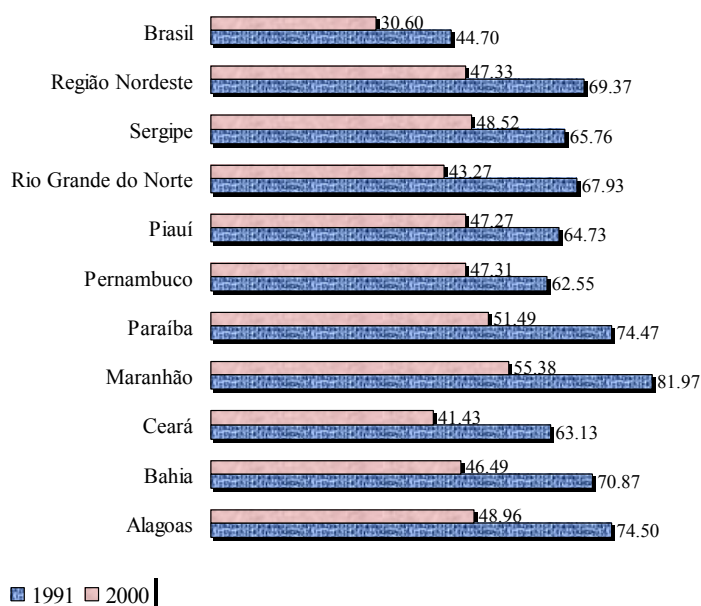


Fonte: IBGE *apud* SIMÕES (2003).

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

⁴ Os componentes da mortalidade infantil são: mortalidade neonatal precoce (de 0 a 6 dias de vida), neonatal tardia (de 7 a 27 dias de vida) e pós-neonatal (de mais de 28 dias de vida).

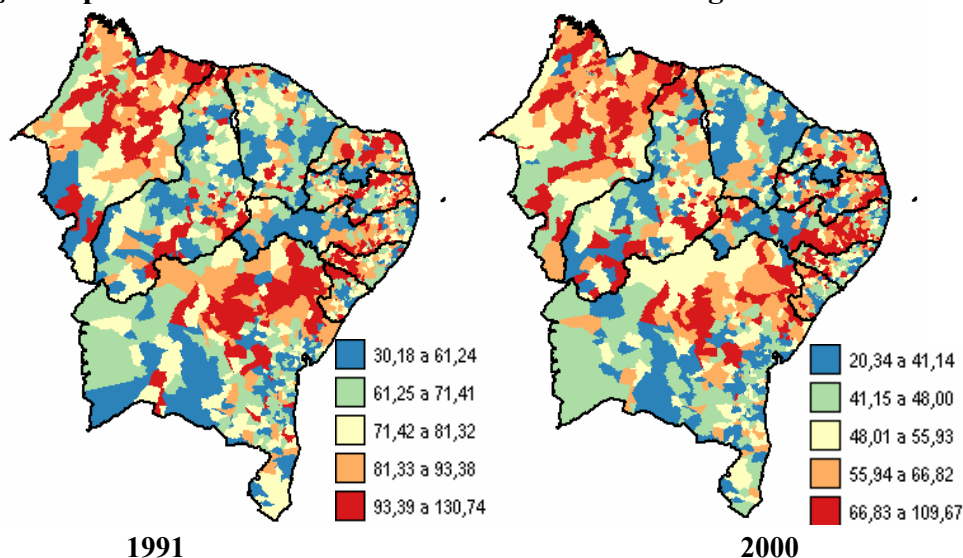
Figura 2
Taxa de Mortalidade Infantil – Brasil, Região Nordeste e Estados - 1991-2000



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

Pode ser observado que as áreas com maiores taxas de mortalidade infantil no estado do Maranhão coincidem, tanto no ano de 1991, quanto no ano de 2000, e regiões neste (limite com o estado de Minas Gerais) com menores taxas, em relação ao restante do estado, que não se mantiveram para os dados de 2000. O mesmo ocorrendo no estado da Bahia, apesar da grande redução da área com maiores taxas (Figura 3).

Figura 3
Distribuição Espacial das Taxas de Mortalidade Infantil – Região Nordeste –1991-2000



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

2.2 Os determinantes da redução da Taxa de Mortalidade Infantil

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 no nível de escolaridade da mulher, acesso à água segura e a saneamento básico, e a serviços de saúde, além de ganhos na renda *per capita* e redução da concentração de renda.

Lavy *et al.* (1996), analisam os efeitos da qualidade e acessibilidade dos serviços e infra-estrutura pública na saúde das crianças de Gana, focando o nível de sobrevivência infantil, tamanho e peso das crianças, estimaram um modelo (*Weibull survival equations*) que integra tecnologia da saúde e decisões de alocação das famílias, onde a probabilidade de sobrevivência infantil e antropometria⁵ são produtos da tecnologia da saúde, ou seja, de características de cada família, das condições ambientais, da renda familiar e dos preços dos alimentos. Os resultados sugerem 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 e reduzindo as taxas de mortalidade infantil, principalmente no que tange ao acesso aos serviços de pré-natal e outros programas relacionados a crianças, e melhoria da infra-estrutura de água e saneamento, estes com resultados imediatos.

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 analisando os efeitos dos cuidados médicos e do planejamento familiar. Para isso utiliza-se do modelo *probit* por máxima verossimilhança. Entre os determinantes da sobrevivência infantil, foram incluídos 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 imunização, e educação dos pais.

Panis e Lillard (1994), em seu estudo sobre a Malásia, para o período de 1950-1988, também relacionam a mortalidade infantil ao acesso a cuidados médicos, desenvolvendo 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 ter um bebê, restrita a uma função de produção de sobrevivência infantil em que os serviços públicos de saúde são insumos. Os resultados do modelo de equações simultâneas sugerem que a oferta destes serviços tem efeitos fortemente benéficos na probabilidade de sobrevivência infantil e que estes efeitos são subestimados quando a auto-seleção adversa entre os usuários dos serviços de saúde são ignorados, assim como o nível educacional das mães é fortemente associado à demanda por cuidados médicos; além de mostrar que os riscos de mortalidade pós-natal não são independentes da sobrevivência fetal, mas mostram que ignorando seletivamente a sobrevivência fetal, introduz somente pequeno benefício à estimação da mortalidade infantil, além de demonstrar que as altas taxas de mortalidade infantil entre mães jovens são parcialmente explicadas pela sua baixa demanda por cuidados médicos.

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 da região. Como resultados, os autores observam

⁵ Conhecimento das dimensões das diversas partes do corpo humano, como peso, altura, entre outros.

que a queda na taxa de mortalidade infantil está entrelaçada às variáveis sociais, econômicas e demográficas. Causas por doenças infecto-parasitárias mantêm-se altas, atrás apenas de doenças por causas não definidas, exibindo aí alguns dos problemas devido a falta de serviços de saúde.

Santos e Moura (2003), apresentam em seu estudo para a Região Nordeste, 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. Como variáveis explicativas significantes tem a idade da criança, o intervalo entre um filho e outro, o fato de a mãe ter tido atendimento pré-natal, 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 sócio-econômico 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, que devido a 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.

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 era maior (26%) nas áreas mais pobres. E examinaram a robustez do modelo verificando a mortalidade por causas específicas, onde 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.

3 Apresentação do modelo e dos dados

3.1 Modelo econométrico

Este trabalho utilizar-se-á de um modelo de painel equilibrado, ou seja, com o mesmo número de observações para cada unidade seccional, uma vez que objetiva analisar os fatores determinantes da variação da taxa de mortalidade infantil no período 1991-2000. Segundo Johnston e Dinardo (2001) os métodos de estimação para dados em painel referem-se a casos em que as unidades de *cross-section* ($i = 1, \dots, n$) possuem $n > 1$ e períodos ($t = 1, \dots, T$) $T > 1$:

$$m_{it} = X_{it}^j \beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$m_i = \begin{pmatrix} m_{i1} \\ m_{i2} \\ M \\ m_{iT} \end{pmatrix} \quad X_i = \begin{pmatrix} X_{i1}^1 & X_{i1}^2 L & X_{i1}^K \\ X_{i2}^1 & X_{i2}^2 L & X_{i2}^K \\ M & M & M \\ X_{iT}^1 & X_{iT}^2 L & X_{iT}^K \end{pmatrix} \quad \beta_j = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ M \\ \beta_K \end{pmatrix} \quad \varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ M \\ \varepsilon_{iT} \end{pmatrix} \quad (2)$$

onde : m_{it} = valor da variável dependente para a unidade i no instante t ;

X_{it}^j = valor da j -ésima variável explicativa para a unidade i no instante t , onde há $j = 1, \dots, K$

ε_{it} = termo de erro para i -ésima unidade em t .

Em dados de painel, os modelos são caracterizados pelos seus ε_{it} , que são compostos por:

$$\varepsilon_{it} = \alpha_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

onde: α_{it} = componente do erro que varia com i , mas permanece constante ao longo do tempo, podendo estar correlacionada com as variáveis explicativas;

μ_{it} = componente do erro que varia não sistematicamente com i e t .

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 mínimos quadrados ordinários (MQO) seja não viesado. No entanto, quando o modelo apresentado é de efeitos aleatórios, MQO produz estimativas consistentes de β , mas não é eficiente quando comparado ao método de mínimos quadrados generalizados (MQG). E quanto ao erro, consideramos (4) onde todos os valores condicionados por X , são dados por:

$$\begin{aligned} E[\mu_{it}] &= 0 & E[\mu_{it}\mu'_{it}] &= \sigma_{\mu}^2 I_{nT} \\ E[\alpha_i] &= 0 & E[\alpha_i\alpha_j] &= 0, \forall i \neq j & E[\alpha_i\alpha_i] &= \sigma_{\alpha}^2 \\ E[\alpha_i\mu_{jt}] &= 0 \end{aligned} \quad (4)$$

Para o caso do modelo de efeitos fixos admitimos:

$$m_{it} = X_{it}\beta + C_i\gamma + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

onde: C_i = é uma matriz de variáveis observáveis que variam com a unidade i , mas constante ao longo do tempo.

E considerando os mesmos pressupostos de (4), onde todos os valores esperados são condicionados por X_{it} e C_i . Mas a diferença, no caso de um modelo com dois períodos ($t = 1, 2$) como o deste trabalho, para o modelo de efeitos aleatórios, é que deve ser assumida uma hipótese adicional de ortogonalidade:

$$\begin{aligned} W_{it} &= [X_{it} C_{it}] \\ E[W'_{it}\varepsilon_{it}] &\neq 0 \end{aligned} \quad (6)$$

e devido ao interesse na correlação entre os as variáveis independentes e α , o estimador de MQO para o primeiro período pode ser descrito :

$$m_{i1} = X_{i1}\beta + C_i\gamma + \varepsilon_{i1} \quad (7),$$

devido a (6), o estimador por MQO será viesado, cujo viés depende da característica própria do indivíduo e sua relação com as outras variáveis explicativas. Se for possível rodar uma regressão populacional:

$$\alpha_i = W_{it}\varphi + \text{erro} \quad (8),$$

em que φ representa o viés. Usando MQO também para o segundo período:

$$\mathbf{m}_{i2} = \mathbf{X}_{i2}\beta + \mathbf{C}_i\gamma + \varepsilon_{i2} \quad (9)$$

Se (7) e (9) representam uma regressão populacional, então sua combinação linear é também válida:

$$\mathbf{m}_{i1} = \mathbf{X}_{i1}\beta + \mathbf{C}_i\gamma + \varepsilon_{i1}$$

$$\mathbf{m}_{i2} = \mathbf{X}_{i2}\beta + \mathbf{C}_i\gamma + \varepsilon_{i2}$$

$$\mathbf{m}_{i2} - \mathbf{m}_{i1} = (\mathbf{X}_{i2} - \mathbf{X}_{i1})\beta + (\mathbf{C}_i - \mathbf{C}_i)\gamma + (\varepsilon_{i2} - \varepsilon_{i1})$$

$$\Delta\mathbf{m} = \Delta\mathbf{X}\beta + \Delta\mathbf{C}\gamma + \Delta\varepsilon \quad (10)$$

onde Δ é um operador de diferença. Portanto (10) equivale a:

$$\Delta\mathbf{m} = \Delta\mathbf{X}\beta + \Delta\mu \quad (11)$$

onde α e \mathbf{C} desaparecem, e a condição de ortogonalidade para os dados transformados é:

$$\mathbf{E}[\Delta\mathbf{X}'\Delta\mu] = 0 \quad (12)$$

Fazendo com que a regressão MQO produza estimadores não viesados, mesmo na presença efeitos correlacionados omissos.

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 estimativas consistentes, mas não eficientes; 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.

Como um modelo ou outro pode ser escolhido? Segundo Marques (2000, p. 7) *apud* Netto Júnior *et al.* (2003) a opção por uma ou outra especificação, deve ser feita com base nos pressupostos a respeito da base de dados. Isso pode ser obtido com a realização do teste de Hausman, cuja definição:

$$\mathbf{H} = (\hat{\beta}_{EA} - \hat{\beta}_{EF})' (\Sigma_{EF} - \Sigma_{EA})^{-1} (\hat{\beta}_{EA} - \hat{\beta}_{EF}) \quad (13)$$

onde: $\hat{\beta}_{EA}$ = estimadores de efeitos aleatórios;

$\hat{\beta}_{EF}$ = estimadores de efeitos fixos;

Σ_{EF} = matriz de variância dos estimadores de efeitos fixos;

Σ_{EA} = matriz de variância dos estimadores de efeitos aleatórios.

Segundo Johnston e Dinardo (2001), a estatística deste teste terá, sob a hipótese nula que o estimador de efeitos aleatórios é o mais apropriado, com distribuição assintótica χ^2 com k graus de liberdade⁶.

⁶ Onde k é o número de regressores.

3.2 Especificação do modelo

Para análise dos fatores determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil nos estados da Região Nordeste, utilizou-se o seguinte modelo, para o período de 1991 e 2000:

$$m = f(aen, adl, fec, alf, rpc, ign, med, gpc) \quad (14)$$

As variáveis explicativas aqui consideradas refletem o contexto sócio-econômico e demográfico da região e foram selecionadas por serem apontadas pelo *World Bank* (2003), Lavy *et al.* (1996), Bhargava (2003), Panis e Lillard (1994), Quiroga e Rezende (2003), Paulics (2003), Galiani e Gertler (2003) como importantes determinantes da redução da mortalidade infantil, onde:

m = taxa de mortalidade infantil, isto é, o número de óbitos até um ano de idade para cada 1000 nascidos vivos.

aen = 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;

adl = percentual de adolescentes do sexo feminino entre 15 a 17 anos de idade que tiveram filhos, estando os mesmos vivos ou não;

fec = taxa de fecundidade total, ou seja, o número médio de filhos que uma mulher teria ao terminar o período reprodutivo;

alf = taxa de analfabetismo, que corresponde ao percentual da pessoas acima de 15 anos de idade que não são alfabetizadas;

rpc = renda *per capita*, ou seja, a razão entre o somatório da renda *per capita* de todos os indivíduos e o número total desses indivíduos, valores expressos em reais;

ign = índice de gini, que mede o grau de desigualdade existente na distribuição de renda dos indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*, onde seu valor varia de 0 (quando não há desigualdade) a 1 (quando a desigualdade é máxima);

med = número de médicos residentes por mil habitantes, ou seja, a razão entre o total de médicos residentes no município e o total de habitantes do mesmo, vezes mil;

gpc = gastos com saúde e saneamento *per capita*, ou seja, a razão entre o somatório dos gastos com saúde e saneamento por município e o número total desses indivíduos residentes neste município, valores expressos em reais⁷.

Este estudo foi desenvolvido com base em dados do Atlas do Desenvolvimento Humano, do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), empregados para calcular o IDH. Utilizaram-se dados de 1991 e 2000, dos municípios dos estados da Região Nordeste: Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe⁸. Os dados de 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.

O uso do percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada (***aen***), dados do PNUD, para representar o acesso a água tratada e saneamento, por não haver disponibilidade de dados para todos os municípios sobre o serviços de abastecimento de água e esgotos. 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

⁷ Os dados monetários foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – disponibilidade Interna (IGP-DI), cuja base é agosto de 1994.

⁸ Por mudança na metodologia de cálculo do IDH, os dados disponíveis das décadas de setenta e oitenta, não puderam ser utilizados.

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 a redução de investimentos no setor, que é atribuição da administração pública⁹.

Já o uso da taxa de analfabetismo (*alf*) como *proxy* para o nível de escolaridade materna deve-se ao fato de que este índice corresponde ao percentual de adultos (maiores de 15 anos de idade) que não têm acesso à educação. 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 da Região Nordeste¹⁰.

As variáveis, renda *per capita* (*rpc*) e índice de gini (*ign*) foram usadas para representar o nível de renda das pessoas 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 são analisados países com renda *per capita* menor e distribuição desigual de renda. Por outro lado, países desenvolvidos ou mesmo, Estados brasileiros com melhor situação de renda, as taxas de mortalidade dos menores de um ano de idade são baixas¹¹.

A variável, número de médicos residentes por mil habitantes (*med*) foi usada para captar o acesso da população aos serviços de saúde, assim como a variável gastos com saúde e saneamento *per capita* (*gpc*), que capta também o acesso aos serviços públicos de saneamento. As variáveis, taxa de fecundidade total (*fec*) e número de adolescentes com filhos (*adl*), tem sido utilizadas na literatura que trata da determinação de causalidade da mortalidade infantil, por captarem o acesso das mães a programas de prevenção da natalidade e da gravidez de adolescentes¹².

O modelo econométrico pode ser representado por (15):

$$m_{it} = \gamma + \beta_1 aen_{it} + \beta_2 adl_{it} + \beta_3 fec_{it} + \beta_4 alf_{it} + \beta_5 rpc_{it} + \beta_6 ign_{it} + \beta_7 med_{it} + \beta_8 gpc_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Espera-se que as relações entre a variação na taxa de mortalidade infantil (m_{it}) e a variação no acesso a água encanada (aen_{it}), sejam negativas, assim como com a renda *per capita* (rpc_{it}), o número de médicos (med_{it}) e os gastos com saúde e saneamento *per capita* (gpc_{it}). No entanto quanto as variações no percentual de adolescentes com filhos (adl_{it}) espera-se uma relação positiva com as variações na taxa de mortalidade infantil, o mesmo ocorrendo com a taxa de fecundidade (fec_{it}), a taxa de analfabetismo (alf_{it}), e o nível de desigualdade de renda, dado pelo índice de gini (ign_{it}).

4 Apresentação e análise dos resultados

Estimou-se, tanto para efeitos fixos, quanto para efeitos aleatórios, o modelo proposto (15) em dados em painel para os estados da Região Nordeste¹³ (Apêndice - Tabela 1).

⁹ 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 de 1990.

¹⁰ Ver Bhargava (2003) e Santos e Moura (2003).

¹¹ Ver dados do PNUD, 2003.

¹² Ver Bhargava (2003), Panis e Lillard (1994), Santos e Moura (2003) e Paulics (2003).

¹³ O tratamento para heteroscedasticidade foi feito pelo método de correção do estimador da variância e covariância de White, a partir dos procedimentos indicados pelo manual de instruções do software utilizado – Eviews 4.0.

Para o estado do Ceará, de acordo com teste de Hausman (13), ao nível de significância de 1%, rejeita-se a hipótese nula, de que o estimador de efeitos aleatórios é o correto, sugerindo que as variáveis explicativas 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 fixos. O modelo de efeitos fixos apresenta grau de ajuste de 94,9%. As variáveis significativas estatisticamente para a redução na taxa de mortalidade foram: a variação no percentual de pessoas com acesso a água encanada (*aen*), onde a variação positiva de 1% representa uma redução de 0,24; a redução na taxa de fecundidade (*fec*), em um filho por mãe, representa uma redução de 1,34 e a redução em 1% na taxa de analfabetismo (*alf*) representa uma redução de 0,96 (em números absolutos); assim como o aumento na renda *per capita* (*rpc*) de um real (em reais de agosto de 1994), representa uma redução de 0,19. As variáveis *ign* e *gpc*, apesar de significativas, apresentaram sinal diferente do esperado, assim como a variável *adl*, esta, porém, não significativa (Apêndice - Tabela 1).

Para o estado da Paraíba, o modelo que melhor se ajusta é também o de efeitos fixos, ao nível de significância de 1% e coeficiente de determinação igual a 0,92, o que indica um bom grau de ajuste. As variáveis significativas para a redução na taxa de mortalidade infantil foram: *aen*, onde a variação de positiva de 1% representa uma redução de 0,07; a redução na taxa de fecundidade representa uma redução em *m* de 4,65; a redução de 1% na taxa de analfabetismo contribui com 0,91; o aumento na renda *per capita* contribui com 0,17 e o aumento de um real nos gastos com saúde e saneamento *per capita* contribui com a redução de 0,03. A variável de desigualdade de renda, dada por *ign* apesar de significativa a 5%, apresenta sinal diferente do esperado, assim como as variáveis *adl* e *med* (estas não significativas).

Para Pernambuco, 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, com um grau de ajuste de 0,90 e onde as variáveis significativas para a redução da mortalidade infantil foram: a taxa de analfabetismo, onde o aumento de 1% na taxa de alfabetizados reduz *m* em 1,1; a variação em *rpc*, de um real significa uma redução de 0,06; enquanto se *gpc* for aumentada também em um real representa uma queda de 0,044. A análise do coeficiente da variável representativa da distribuição de renda indica que se a renda apresentar desconcentração, cuja variação ocorre em centésimos (apenas um), resultará na redução da taxa de mortalidade em 28,24 (em números absolutos) (Apêndice - Tabela 1).

Para o estado do Piauí, o modelo que melhor se ajusta, segundo o teste de Hausman, é o de efeitos fixos, cujo ajuste é da ordem de 93%. As variáveis significativas estatisticamente para a redução na taxa de mortalidade foram: a variação no acesso a água encanada (*aen*), 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 *m*; enquanto um aumento na renda *per capita*, de um real, representa em uma redução de 0,31. A variável *adl*, apesar de significativa estatisticamente, apresentou sinal diferente do esperado, assim como as demais variáveis (Apêndice - Tabela 1).

Para o Rio Grande do Norte, o modelo dado pelo teste de Hausman, é o de efeitos fixos, com ajuste de 95%. As variáveis significativas estatisticamente foram: *aen*, 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 *rpc* teve um impacto de -0,29 na taxa de mortalidade infantil. As demais variáveis, apesar de estatisticamente significativas apresentaram sinais diferentes do esperado (Apêndice - Tabela 1).

O estado de Sergipe apresenta como melhor modelo de ajuste dos dados, pelo teste de Hausman, o de efeitos aleatórios, com graus de ajuste de 0,84, 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 *m*, a redução em 1% no percentual de analfabetos representa uma redução de 0,66 (em números absolutos) (Apêndice - Tabela 1)¹⁴.

Os diferentes resultados em cada Estado ocorreram devido aos diversos estágios da situação da mortalidade infantil em cada um deles e das políticas públicas implementadas. Pernambuco, que em 1991, era o estado com menor taxa de mortalidade infantil dentre os estados da Região Nordeste, perdeu sua colocação para o estado do Ceará, onde políticas públicas que propiciaram aumento do percentual de pessoas com acesso a água tratada, redução da taxa de fecundidade, por exemplo, foram mais significativas que em Pernambuco (Anexo – Tabela 2).

Já estados que apresentavam taxas de mortalidade infantil similares em 1991, como Alagoas e Paraíba, em 2000 o primeiro apresentou maiores ganhos, onde a variação no acesso a água encanada teve maior relevância (ver os coeficientes na Tabela 1 – Apêndice).

A variável representativa da distribuição de renda, *ign*, apenas apresentou coeficiente com sinal igual ao esperado, para o caso do estado de Pernambuco. O que pode explicar essa variação negativa é que a renda apresentou-se mais concentrada, conforme os dados para o ano de 2000 (uma vez que quanto mais desigual a renda, mais esse valor se aproxima de um), ou seja, espera-se que uma distribuição de renda mais equitativa contribua positivamente para a redução da mortalidade infantil, mas se a mesma torna-se ainda mais concentrada, essa contribuição tende a ser negativa para redução na taxa de mortalidade infantil (Anexo – Tabela 2).

5 Considerações finais

As altas taxas de mortalidade infantil nos estados da Região Nordeste fizeram com que este trabalho tivesse como objetivo explorar os fatores determinantes das trajetórias das taxas de mortalidade infantil no período de 1991 a 2000 para cada um deles, pois mesmo com uma redução de 31,77% ao longo deste período, a região ainda apresenta as maiores taxas entre os estados brasileiros.

Muitos são os determinantes da mortalidade infantil, mas como na maioria dos estados da Região Nordeste, a taxa supera os 50 óbitos de menores de um ano por mil nascidos vivos, ela é considerada alta segundo os padrões do Ministério da Saúde e OMS, o que caracteriza em sua maioria, óbitos pós-neonatais, que ocorrem geralmente devido ao baixo desenvolvimento econômico e social das populações.

Para analisar a trajetória da taxa de mortalidade infantil nos estados da Região Nordeste, utilizou-se a metodologia de dados em painel equilibrado, para a identificação dos efeitos na taxa de mortalidade infantil através da variação do acesso a água encanada, renda *per capita*, gastos com saúde e saneamento *per capita*, desigualdade na distribuição de renda, acesso a serviços de saúde e melhora no nível educacional além de outros indicadores sociais.

Dos resultados obtidos pode-se inferir que variações no acesso a água tratada tem efeitos positivos para redução da mortalidade infantil. A melhora em indicadores como taxa de fecundidade e taxa de alfabetização, e renda *per capita*, gastos com saúde e saneamento *per capita* também foi significativa para o comportamento da trajetória da mortalidade infantil na maioria dos estados. No entanto, as variáveis percentual de adolescentes com filhos e número de médicos residentes não foram significativas para a redução na mortalidade

¹⁴ Para os estados de Alagoas, Bahia e Maranhão, o teste de Hausman apresentou sinal negativo, impossibilitando a comparação a distribuição de χ^2 com *k* graus de liberdade.

infantil. O acirramento da desigualdade na distribuição de renda, dado pelo índice de gini, fez com que os ganhos na redução da mortalidade infantil dado pela melhora em outros indicadores, fossem menores do que se a distribuição de renda tivesse se mantido ou se tornado mais equitativa.

Os resultados obtidos confirmam a necessidade de políticas públicas de inclusão social, como acesso à educação, saneamento, saúde, programas de planejamento familiar, como conseqüente aumento da renda e redução das desigualdades; como um meio de reduzir as taxas de mortalidade infantil e assim formar 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 vida.

6 Referências

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: 04 out. 2003.

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: 06 out. 2003.

BRASIL. Ministério da Saúde. Anuário Estatístico de Saúde do Brasil 2001, Brasília: Funasa/Cenepi: 2003. 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; BELTRÃO, Kaizô Iwakami; ARAÚJO, Herton Ellery; PINTO, Marly Santos. 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.

GALIANI, Sebastian; GERTLER, Paul. Water for Life: The Impact of the Privatization of Water Services on Child Mortality. **EPGE/FGV**, Rio de Janeiro: v. 1145, jan. 2003. Disponível em: <<http://www.epge.fgv.br>>. Acesso em: 21 set. 2003.

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: 02 nov. 2003.

GRZYBOWSKI, Cândido. **O IDH e o novo mapa do mundo**. Disponível em: <<http://www.ibase.org.br/pubibase/cgi/cgilua.exe/sys/start.htm?sid=127&inford=38>>. Acesso em: 02 nov. 2003.

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

LAVY, Victor; STRAUSS, John; THOMAS, Duncan; VREYER, Philippe de. 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: 06 out. 2003.

MEJIA, Abel; AZEVEDO, Luiz Gabriel T.; GAMBRILL, Martin P.; BALTAR, Alexandre M.; TRICHE, Thelma. **Água, Redução de Pobreza e Desenvolvimento Sustentável**. Banco Mundial: Brasília, 2003. 52 p. (Série Água Brasil, 4).

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: 06 out. 2003.

PAULICS, Veronika. **Reduzir a mortalidade infantil**. Disponível em: <<http://polis.org.br/publicacoes/dicas/222043.html>>. Acesso em: 04 out. 2003.

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: 04 out. 2003.

SANTOS, Taís F.; MOURA, Fernando A. **Os Determinantes da Mortalidade Infantil no Nordeste: Aplicação de Modelos Hierárquicos**. Recife: Fundação Joaquim Nabuco, Disponível em:< www.fundaj.gov.br>. Acesso em: 23 out. 2003.

SIMÕES, Celso Cardoso da Silva. **Estimativas da mortalidade infantil por microrregiões e municípios**. Brasília: Ministério da Saúde, 1999.

SIMÕES, Celso Cardoso da Silva. **Novas Estimativas da Mortalidade Infantil no Brasil e suas Regiões**. IBGE Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 23 set. 2003.

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: 04 out. 2003.

Apêndice

Tabela 1
Determinantes da variação na Taxa de Mortalidade Infantil – Estados da Região Nordeste

(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>	
	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T
<i>C</i>	-	-	27.3955	1.6418			35.7512*	5.5806	-	-	36.3248*	4.1032
<i>Aen</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>Adl</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>Fec</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>Alf</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>Rpc</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>Ign</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>Med</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>Gpc</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>	
	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T
<i>C</i>	-	-	70.7039*	9.4073	-	-	45.1351*	4.6015	-	-	2.5817	0.3125
<i>Aen</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>Adl</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>Fec</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>Alf</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>Rpc</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>Ign</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>Med</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>Gpc</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>	
	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T	Coefficiente	Teste T
<i>C</i>	-	-	44.3140*	5.6976	-	-	58.7919*	5.6559	-	-	28.8637***	1.7385
<i>Aen</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>Adl</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>Fec</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>Alf</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>Rpc</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>Ign</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>Med</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>Gpc</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.

Notas: * estatisticamente diferente de zero para o nível de significância de 0,01; ** para o nível de significância de 0,05; *** para o nível de significância de 0,1.

Anexo

Tabela 2
Indicadores – Estados da Região Nordeste

<i>Estado</i>	<i>Taxa de mortalidade infantil</i>		<i>Taxa de fecundidade</i>		<i>% de pessoas de 15 anos ou mais analfabetas</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>	
Alagoas	74.497	48.957	4.12	3.14	45.316	31.911	109.133	139.912	0.625	0.691	47.083	62.027	0.759	0.851	6.934	10.431
Bahia	70.870	46.489	3.66	2.50	35.299	22.086	119.714	160.187	0.664	0.669	45.377	60.276	0.545	0.635	4.764	8.410
Ceará	63.133	41.431	3.72	2.84	37.377	24.970	113.856	156.242	0.654	0.675	39.964	59.538	0.519	0.602	5.313	8.631
Maranhão	81.970	55.384	4.74	3.2	41.435	27.136	80.426	110.371	0.599	0.659	24.736	32.826	0.309	0.308	8.942	12.418
Paraíba	74.467	51.492	3.78	2.54	41.724	28.248	101.075	150.216	0.634	0.646	51.678	66.513	0.685	0.801	4.853	8.019
Pernambuco	62.551	47.313	3.31	2.48	34.344	23.064	141.366	183.764	0.654	0.673	56.485	67.22	0.753	0.866	5.877	8.571
Piauí	64.728	47.269	3.83	2.67	41.672	29.169	87.120	129.019	0.636	0.661	33.988	48.06	0.460	0.518	4.518	8.541
Rio Grande Norte	67.931	43.268	3.41	2.54	36.320	23.907	125.092	176.208	0.628	0.657	48.811	67.675	0.645	0.843	6.465	9.057
Sergipe	65.764	48.515	3.64	2.74	35.996	23.853	127.466	163.504	0.627	0.658	59.493	71.506	0.540	0.817	6.778	9.129

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