

# **MORTALIDADE INFANTIL NO BRASIL E NO SUDESTE: DETERMINANTES E PERSPECTIVAS PARA O FUTURO**

Fábio Augusto Reis Gomes  
Escola de Governo da Fundação João Pinheiro e Centro de Pesquisa em Economia  
Internacional

Ari Francisco de Araujo Junior  
Ibmec Minas Gerais

Márcio Antônio Salvato  
PUC Minas e Centro de Pesquisa em Economia Internacional

## Resumo

Na década de 90 o Brasil experimentou uma acentuada queda nos índices de mortalidade infantil, até um ano de idade. Apesar disto, a incidência deste fenômeno ainda é considerável. Dado o interesse dos *policy makers* em avançar no combate a este problema, o presente estudo tem por objetivo gerar subsídios para a formulação de políticas públicas eficazes. Para tanto, analisamos os determinantes da mortalidade infantil entre os municípios brasileiros em 1991 e 2000, no Brasil como um todo e na Região Sudeste. Os resultados indicam que o nível educacional pode ser uma variável chave para o enfrentamento do problema. Por fim, dado que o Brasil é um dos signatários dos Objetivos do Milênio que incluem metas para mortalidade infantil que devem ser alcançadas até o ano de 2015, avaliamos o quanto à educação pode contribuir para o alcance destas metas.

**Palavras chave:** Brasil, Mortalidade infantil, Políticas públicas.

## 1 Introdução

Um dos principais problemas que os países pobres enfrentam diz respeito à Mortalidade Infantil. Com base em dados do Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003), é possível encontrar municípios brasileiros nos quais entre mil crianças nascidas vivas, cerca de 90 não sobreviverão ao primeiro ano de vida, quase 10%. Obviamente, está é uma questão relevante para *policy makers*, pois é evidente a necessidade de se elaborar alguma política pública neste campo.

O objetivo deste estudo é avaliar a situação dos municípios brasileiros quanto aos níveis e determinantes da mortalidade infantil, tendo em mente que o diagnóstico preciso da situação é o primeiro passo para a proposição de políticas públicas eficazes. Para implementar esta investigação utilizamos as informações disponibilizadas no Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003), analisando os municípios brasileiros como um todo e, em especial, a Região Sudeste.

Segundo Szwarzwald *et alli* (1992) *apud* França *et alli* (2001) o elevado nível de mortalidade infantil no Brasil pode ser explicado pelo peso relativo dos óbitos por diarreias, pneumonias e desnutrição, o que os epidemiologistas denominam de complexo diarreia-pneumonia-desnutrição. Com certeza isso tem relação com problemas econômicos e dificuldades no acesso aos serviços de proteção governamental.

Apesar dos índices ainda elevados, um fato marcante na década de 1990 foi a redução, em média, da incidência da mortalidade infantil.<sup>1</sup> De 1991 e 2000, a incidência de mortalidade infantil (até um ano de idade) caiu cerca de 30%. Daí a pergunta, quais foram os determinantes desta redução? E quais são as perspectivas futuras? A despeito do conhecimento de que a mortalidade infantil é resultado de uma série de processos sociais, econômicos e demográficos complexos, propomos um modelo econométrico para tentar capturar os seus principais determinantes.

Baseando-se numa extensa literatura que engloba, por exemplo, os estudos de Fay *et alli* (2005), Banister e Zhang (2005), Christiaensen e Alderman (2004), Webb e Block (2004), Ruel *et alli* (1999), Fedorov e Sahn (2005) e Skoufias (1998), extraímos um conjunto de variáveis do Atlas de Desenvolvimento Humano (2003) candidatas a determinantes do fenômeno sob análise, a saber: nível e desigualdade de renda, pobreza, fecundidade, *proxies* de desorganização social e população rural. A disponibilidade de dados em painel nos possibilita estimar diferentes modelos: Mínimos Quadrados Ordinários para dados em painel, Painel com Efeito Fixo e Painel com Efeito Aleatório. Para todos os modelos pretende-se identificar como as variáveis explicativas mencionadas afetam a probabilidade de morte infantil.

O Brasil é um dos integrantes da Declaração do Milênio, promovida pela Organização das Nações Unidas, que trata dos Objetivos do Milênio, um conjunto de metas em diferentes áreas do desenvolvimento humano, como redução da pobreza e erradicação da fome, que devem ser alcançadas até 2015. Tendo isto em mente, Araujo Jr, Gomes e Salvato (2006) investigam se existe alguma externalidade positiva entre as diferentes metas. Mais precisamente, eles investigam em que medida o aumento da educação, uma das metas, pode contribuir para o alcance de outras metas: redução da pobreza e da desigualdade de renda, aumento de renda. Após as estimações dos determinantes da Mortalidade Infantil, estendemos essa análise questionando em que medida ganhos de educação gerarão reduções da morte infantil, até o ano de 2015.

O artigo, além desta introdução, é composto por 4 Seções. A Seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura. A Seção 3 discute a evidência empírica via estatísticas descritivas

---

<sup>1</sup> Ocorreu também uma redução da dispersão entre os municípios brasileiros.

e modelos econométricos. A Seção 4 avalia o impacto da educação sobre a mortalidade infantil até o ano de 2015. A última seção sumariza as conclusões.

## 2 BREVE REVISÃO DA LITERATURA

Para combater a mortalidade infantil a seguinte pergunta deve ser respondida. Quais são os seus determinantes? Ou seja, quais medidas são mais eficazes no combate a esta mortalidade? A resposta primeira, em geral, é a geração de renda. Apesar de ser um importante determinante, existem vários outros fatores que também afetam a mortalidade. Fay et alli (2005) observaram que regiões com níveis de renda similares apresentavam taxas de mortalidade bem diferentes. O mesmo ocorre no Brasil. Por exemplo, no ano de 2000, os municípios de Jordão (AC), Belágua (MA) e Manari (PE) possuíam renda per capita de 34,53, 31,93 e 30,43 reais<sup>2</sup> e a mortalidade até um ano de idade era 41,58, 72,71 e 109,67, respectivamente. Ao considerar, além da renda, um conjunto amplo de variáveis, esses autores identificaram como sendo os determinantes mais importantes: renda, educação, ativos, intervenções diretas de saúde e serviços básicos de infraestrutura. Como o caminho para a redução da mortalidade passa inevitavelmente pela maior compreensão dos determinantes deste fenômeno, o objetivo deste trabalho é fazer uma análise similar aquela feita por esses autores.

De fato, a metodologia proposta aqui é equivalente à realizada por diversos estudos, por exemplo. Banister e Zhang (2005) analisam os determinantes e a tendência da mortalidade e expectativa de vida na China, encontrando evidência que o crescimento econômico é um fator mais importante para reduzir a mortalidade entre adultos do que entre crianças, além disso, os resultados sugerem que a taxa de analfabetismo dos adultos é um determinante crucial da mortalidade infantil.

Como discutido por Christiaensen e Alderman (2004), em geral, o nível educacional da mãe é um fator crucial no desenho de qualquer política pública de combate a problemas de má nutrição, devido a três canais: educação formal transfere conhecimentos sobre saúde para a mãe, a educação adquirida aumenta as chances de a mãe realizar diagnóstico e tratamento corretos, o maior contato com a educação formal pode tornar a mãe mais receptiva quanto a técnicas modernas da medicina. Esses autores focaram o caso da Etiópia, e lá, provavelmente, este terceiro canal pode ter um papel realmente importante. Em perspectiva semelhante, Webb e Block (2004) argumentam que é de amplo conhecimento que aumentos no nível de informação da mãe sobre nutrição têm um papel decisivo na melhora do status nutricional das crianças, e que “The centrality of formal education (particurlly for women) to successful socioeconomic development has been widely documented. Its positive effects on gender empowerment, social equity, delayed marriage and fertility effects, and higher income-earning potential are largely undisputed” (Webb and Block, 2004, p. 801). Por fim, Ruel et alli (1999) analisa uma região de Gana, chamada Acra, e encontra evidência de que o uso de práticas simples de higiene e saúde são importantes determinantes da mortalidade infantil, podendo servir como um paliativo da pobreza e da baixa educação da mãe.

Outros estudos analisaram como se deu a evolução da mortalidade infantil entre os países em processo de transição econômica, como Rússia e Romênia. Fedorov e Sahn (2005) analisaram quais são os determinantes socioeconômicos da saúde infantil na Rússia encontrando evidencia de que a educação da mãe, a posição do pai no mercado de trabalho e o gasto per capita da família são os determinantes mais importantes da saúde da criança. Para

---

<sup>2</sup> Valores expressos em reais de 1º de agosto de 2000.

a Romênia, Skoufias (1998) documenta que os determinantes da mortalidade infantil dependem do sexo do gênero e da área de residência (rural ou urbana) da criança.

Enfim, devido à variabilidade temporal e espacial da mortalidade infantil no Brasil, este parece ser um campo bastante fértil cujo fruto pode possibilitar uma maior compreensão de um fenômeno social tão importante. Isto é, a análise do caso brasileiro pode fornecer *insight* para todo este campo de estudo.

### **3 BRASIL: ANÁLISE EMPÍRICA**

Toda a análise empírica é feita com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003), cuja fonte primária são os dados do Censo de 1991 e 2000. Os dados são municipais e já levam em conta emancipações que ocorreram neste período. Os valores monetários são expressos em reais de 1º de agosto de 2000. Portanto, a comparabilidade entre municípios e ao longo do tempo pode ser realizada sem maiores dificuldades.

#### **3.1 EVIDÊNCIAS INICIAIS**

Apresentamos na Tabela 1 algumas estatísticas descritivas sobre a Mortalidade Infantil, isto é, sobre o número de crianças que não irão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada mil crianças nascidas vivas nos municípios brasileiros, bem como da Região Sudeste, nos anos de 1991 e de 2000. Para o Brasil, percebe-se que, em média, a incidência da mortalidade infantil reduziu-se entre 1991 e 2000. De fato, esta estatística caiu cerca de 31% entre 1991 e 2000. Observando o valor mínimo da mortalidade infantil, verificamos uma redução de quase 50% no período sob análise. Já o valor máximo, reduziu-se em magnitude bem inferior, aproximadamente 16%. De todo modo, com base no desvio-padrão observamos que a dispersão entre os municípios do Brasil reduziu-se.

Com relação especificamente à Região Sudeste, os resultados são muito similares ao do Brasil, com exceção do desvio-padrão, uma vez que neste caso tal estatística permaneceu praticamente inalterada entre 1991 e 2000. Em suma, a evidência sugere que no Sudeste houve uma redução na mortalidade infantil, porém não há indícios acerca da ocorrência de qualquer processo de convergência. Contudo, o desvio-padrão no Sudeste é bem inferior ao do Brasil como um todo, o que já sugere uma maior homogeneidade nesta região.

#### **Inserir Tabela 1**

Apesar da redução na mortalidade infantil entre 1991 e 2000, percebemos que este índice ainda é consideravelmente elevado e apresenta uma grande variação entre os municípios brasileiros. Para se ter uma visão mais nítida desta questão apresentamos na Tabela 2 os cinco municípios do Brasil com os maiores e os menores índices de mortalidade infantil, em 2000. Fica claro que potencialmente há muito espaço para a redução desta mortalidade. Note que, em São Caetano do Sul - o município com o menor índice - a mortalidade infantil é cerca de 5% da observada em Manari - o município com o maior índice.

#### **Inserir Tabela 2**

### 3.2 MODELO ECONOMETRICO

O Atlas do Desenvolvimento Humano (2003) apresenta dados de todos os municípios do Brasil em 1991 e 2000. Portanto, é possível, além de uma análise preliminar das correlações entre a taxa de mortalidade e seus determinantes, utilizar um modelo que explora a característica de painel dos dados. A especificação *pooled cross-section* básica seria:

$$MI_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que  $MI$  é a taxa de mortalidade infantil e  $X$  é a matriz dos determinantes de  $MI$ ,  $t$  é o tempo e  $i$  é o indexador dos municípios. Se  $\varepsilon_{it}$  for um ruído branco, a equação (1) pode ser estimada por POLS, isto é, o estimador de mínimos quadrados estendido para o caso de painel.

A regressão *pooled cross-section* pode conter ainda um efeito idiossincrático para cada município. A equação (2) traz tal especificação:

$$MI_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + u_{it}, \quad u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Neste caso, o erro apresenta um termo adicional  $\alpha_i$  que representa o efeito particular de cada município ( $i$ ), constante ao longo do tempo ( $t$ ). Duas abordagens são possíveis. A primeira, denominada efeito aleatório, é a que supõe que  $\alpha_i$  não é correlacionado com os demais regressores e pode simplesmente ser considerado como um termo de erro habitual, sendo levado em conta apenas no cálculo da matriz de variâncias e covariâncias. A segunda, chamada efeito fixo, não faz esta hipótese e de alguma forma precisa tratar o termo  $\alpha_i$  ao invés de agregá-lo ao erro aleatório, pois a correlação entre o termo de erro e qualquer variável explicativa torna as estimativas padrão inconsistentes.

A abordagem de efeitos aleatórios é descrita pela equação (3):

$$MI_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Como  $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$  e supostamente não é correlacionado com os regressores, a estimativa via OLS é consistente. Porém, como para todo  $t$ ,  $u_{it}$  contém o termo  $\alpha_i$ , mesmo para  $s \neq t$  a  $E(u_{it} u_{is})$  é diferente de zero, sendo igual à variância de  $\alpha_i$ . Daí a necessidade de estimar a equação (3) via *Generalized Least Squares* (GLS) ou *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS).

O modelo com base em efeitos fixos pode ser expresso pela equação (4):

$$MI_{it} = \alpha_i + \alpha + \beta_1 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

em que  $\alpha_i$  é um parâmetro desconhecido específico de cada município. A estimação do modelo é feita do seguinte modo: retira-se a média da equação (4) no tempo, subtraindo-a da equação (4). Com isto, o efeito idiossincrático é eliminado e pode-se estimar a equação resultante sem maiores problemas. A este procedimento damos o nome Efeito Fixo (Wooldridge, 2001). Alguns autores referem-se a este procedimento como estimador *within*, e consideram como efeito fixo o uso de variáveis *dummies* por cross-section (*Least Squares Dummy Variable*). Aqui usaremos a taxonomia de Wooldridge (2001). Como o próprio autor argumenta, a discussão crucial é se o termo idiossincrático é ou não correlacionado com os regressores, ou seja, se existe ou não endogeneidade, sendo esta a maior distinção entre o modelo com efeito fixo e o modelo com efeito aleatório. Quanto ao uso de *dummies* ou à subtração da média do modelo para eliminar  $\alpha_i$ , a segunda opção tem a vantagem de não

supor que  $\alpha_i$  é um parâmetro.

Portanto, as estimativas serão realizadas para os três tipos diferentes de modelos: *pooled* (**POLS**), Painel com Efeito Fixo (**EF**) e Painel com Efeito Aleatório (**EA**). Para escolher entre estes dois últimos modelos aplicamos o teste de Hausman, cuja hipótese nula é a não existência de correlação entre o componente idiossincrático e as variáveis explicativas, ou seja, a validade do modelo com Efeito Aleatório.

Como dito anteriormente, mesmo sabendo que a mortalidade infantil é resultado de uma série de processos sociais, econômicos e demográficos complexos, propomos um modelo econométrico para tentar capturar os seus determinantes. Empregamos, então, as seguintes variáveis:

1. **Probabilidade de Morte Infantil**: probabilidade de uma criança não sobreviver ao primeiro ano de vida.<sup>3</sup> Esta é a variável dependente.
2. **Estudo**: média de anos de estudos das pessoas com 25 anos ou mais. Esta variável é uma *proxy* para a escolaridade dos pais ou adultos. Esperamos que esta variável apresente um sinal negativo, pois maior nível de escolaridade está associado a maior renda e melhores conhecimentos de higiene, por exemplo.
3. **Pobreza**: percentual de pessoas com renda per capita abaixo de R\$75,50. Esta é uma medida de pobreza relativa, captando pobreza monetária. Por razões óbvias, como desnutrição e falta de acesso a serviços de saúde, esperamos que esta variável apresente sinal positivo.
4. **Renda**: renda per capita (valores em reais de 2000). Por motivos análogos à variável anterior, esperamos que a renda apresente sinal negativo.
5. **Gini**: coeficiente de gini de desigualdade da renda. Em princípio, esperamos um sinal negativo.
6. **Densidade**: percentual de pessoas que vivem em domicílios com densidade acima de 2 pessoas por dormitório. Esta variável também capta a situação econômica da família, já que é uma medida do inverso de seus ativos reais, portanto esperamos que seu sinal seja positivo.
7. **Fecundidade**: taxa de fecundidade total, o número médio de filhos que uma mulher teria ao findar seu período reprodutivo. A evidência anedótica sugere que uma maior taxa de fecundidade está associada, em geral, a famílias mais pobres que vivem em situações precárias. Neste caso, esperamos que tal variável apresente sinal positivo.
8. **Mulher**: percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos. Esta é uma medida de desorganização social, e por conseguinte, esperamos um sinal positivo.
9. **Pop. Rural**: população total residente na área rural. A inclusão desta variável é feita porque as famílias residentes em áreas rurais podem ter menos acesso a serviços de saúde e serviços básicos de infraestrutura. Logo, esperamos um sinal positivo.

Em todos os modelos (**POLS**, **EF** e **EA**) a variável independente é o logaritmo da Probabilidade de Morte Infantil. Com respeito às variáveis explicativas consideramos quatro grupos diferentes de variáveis, todas submetidas à transformação logarítmica<sup>4</sup>, a saber:

1. Estudo, Pobreza e Gini.
2. Estudo, Renda e Gini.

---

<sup>3</sup> A variável disponibilizada pelo Atlas do Desenvolvimento Humano é o número de crianças que não irão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada mil crianças nascidas vivas. Para obter a probabilidade dividimos esta variável por 1000.

<sup>4</sup> Não utilizamos a transformação logarítmica no caso da variável Pop. Rural, pois alguns municípios não apresentam população rural.

3. Estudo, Pobreza, Gini, Densidade, Fecundidade, Mulher, Pop. Rural.
4. Estudo, Renda, Gini, Densidade, Fecundidade, Mulher, Pop. Rural.

Assim, os grupos 1 e 2 objetivam a análise da relação entre nível educacional, poder aquisitivo/pobreza e desigualdade de renda com a Probabilidade de Morte Infantil. A diferença entre o grupo 1 e o grupo 2 é a substituição da variável Pobreza pela Renda. Como estas variáveis possuem uma correlação muito alta, esta opção foi usada para evitar o problema de multicolinearidade. O grupo 3 acrescenta ao grupo 1 as variáveis Densidade, Fecundidade, Mulher e Pop. Rural. O mesmo vale para os grupos 2 e 4. Além disso, note que o uso da transformação logarítmica nos permite interpretar os coeficientes das regressões como elasticidades. Por fim, ressaltamos que todas as regressões apresentam uma constante não reportada nos resultados apresentados adiante.

Antes de passarmos aos resultados dos modelos econométricos, vale a pena analisar o conjunto de variáveis selecionado. Apresentamos na Tabela 3 a correlação das variáveis explicativas com a Taxa de Mortalidade Infantil no Brasil como um todo e na Região Sudeste, tanto em 1991 e quanto em 2000. Com o intuito de evitar qualquer ambigüidade, destacamos que a variável Probabilidade de Morte Infantil é utilizada apenas nos modelos econométricos apresentados adiante.

Como reportado na Tabela 3, considerando todos os municípios brasileiros, a correlação entre a Mortalidade Infantil e as demais variáveis é relativamente estável e, conforme esperado, apenas as variáveis Estudo e Renda apresentam uma correlação negativa com a Mortalidade Infantil, nos dois períodos. Curiosamente, a única variável que apresenta sinal diferente do esperado é o Gini, em 1991, com um sinal negativo. As variáveis que apresentam maior correlação, em módulo, são Estudo, Fecundidade, Pobreza e Renda, tanto em 1991 quanto em 2000.

Com respeito ao Sudeste, os resultados qualitativos são bem similares aos do Brasil, cabendo ressaltar apenas dois pontos: 1) em 1991, a variável Gini apresenta sinal positivo, como esperado; e 2) em 2000, a variável densidade apresenta sinal negativo, contrariando nossa expectativa. Quantitativamente, observamos que as correlações no Sudeste são todas menores, em módulo, com relação ao país, excetuando-se a variável Gini. Portanto, a desigualdade parece ter um papel mais relevante quando nos restringimos à Região Sudeste.

### **Inserir Tabela 3**

Observamos que Pobreza e Renda têm uma correlação muito alta com a Mortalidade Infantil. Isto seria explicado pelas deficiências de acesso ao Sistema Único de Saúde e, em muitos casos, pela condição precária do mesmo – falta de material, equipamento e pessoal -, num mecanismo aparentemente simples. Assim, o acesso ao pré-natal e à assistência ao neonato dependem dos recursos da própria família, em larga medida. Outra variável que chama a atenção é Estudo, que parece ter um impacto consistentemente negativo sobre a mortalidade infantil. Para analisar mais detidamente o papel da educação, apresentamos na Figura 1 o gráfico de dispersão entre a variável (ln) Estudo e a Mortalidade Infantil, em 1991 e 2000. Fica evidente uma associação negativa entre estas variáveis. O mesmo ocorre para a região Sudeste, como retratado na Figura 2. Citar o paper que mostra que educação (cuidados básicos) reduzem muito a mortalidade.

### **Inserir Figura 1**

### **Inserir Figura 2**

Esta análise de correlação simples é muito útil, porém é necessário realizar uma análise de correlações parciais. Poder-se-ia argumentar que a variável Estudo é altamente correlacionada com Mortalidade Infantil apenas via Renda, mas não diretamente. Pessoas com renda mais alta teriam acesso a melhores serviços de saúde – por exemplo - e, por isso, apresentariam um menor índice de mortalidade infantil. Porém, como estas pessoas também estudam mais, a variável Estudo seria muito correlacionada com a Renda e, somente por isso, teria uma forte associação negativa com Mortalidade Infantil. Neste caso, Estudo afetaria Mortalidade Infantil indiretamente via Renda, mas diretamente não teria qualquer efeito. Para analisar questões como esta utilizaremos os modelos de regressão da seção seguinte.

### 3.3 RESULTADOS

Na Tabela 4 apresentamos os resultados do Brasil para os grupos 1 e 2 de variáveis explicativas. Para o grupo 1, o POLS indica que todas as variáveis são significativas e apresentam sinais esperados. Destacamos que a variável Estudo possui a maior elasticidade, em módulo, superando a variável Pobreza. Logo, mesmo após controlar para Pobreza e Gini, a educação parece exercer um papel direto e importante no combate a mortalidade infantil.<sup>5</sup> Nos modelos de Efeito Aleatório e Efeito Fixo, a variável Gini não é significativa, enquanto as demais são significativas e apresentam os sinais esperados. Porém, apesar da similaridade aparente, o teste de Hausman rejeita o modelo com Efeito Aleatório, de modo que consideramos o modelo com Efeito Fixo. Neste caso, a variável Estudo apresenta a maior elasticidade, em módulo. Quando o Estudo aumenta em 1%, a Probabilidade de Morte Infantil cai em 0,69%. Portanto, a variável Estudo parece ser um importante canal para a redução da mortalidade infantil especialmente se considerarmos que o aumento da escolaridade levaria o indivíduo a uma melhor posição no mercado de trabalho, gerando ainda um efeito de segunda ordem por meio da redução da pobreza. Enfim, apesar da complexidade do fenômeno sob análise, observamos que o modelo com Efeito Fixo apresenta um  $R^2$  bastante elevado, igual a 0,654. Para o grupo 2, a análise é bastante similar, a diferença marcante é que neste caso a variável Gini é sempre significativa em todos os modelos. Enfatizamos ainda que novamente o modelo com Efeitos Aleatórios foi rejeitado pelo teste de Hausman.

#### Inserir Tabela 4

Na Tabela 5 apresentamos os resultados para o Brasil com respeito aos grupos 3 e 4 de variáveis explicativas. Para o grupo 3, o POLS indica que apenas a variável Gini é não significativa. Além de significativas, as outras variáveis apresentam os sinais esperados. Portanto, Estudo tem impacto negativo sobre a Probabilidade de Morte Infantil enquanto as demais variáveis, Pobreza, Renda, Gini, Densidade, Fecundidade, Mulher e Pop. Rural tem impacto positivo. Para ser preciso, a variável Pop. Rural é significativamente zero, considerando três casas decimais. Novamente, a variável Estudo tem papel crucial, apresentando a maior elasticidade, em módulo. Nos modelos com Efeito Aleatório e com Efeito Fixo, a variável Gini não é significativa enquanto as demais são significativas e apresentam os sinais esperados. De todo modo, apesar dos resultados similares, o teste de Hausman rejeita o modelo com Efeito Aleatório, e assim, passamos a considerar o modelo com Efeito Fixo. Neste caso, a variável Estudo apresenta a maior elasticidade, em módulo.

---

<sup>5</sup> A rigor, deveríamos nos referir às variáveis (ln) Estudo, (ln) Pobreza e (ln) Gini, porém, para não carregar o texto, omitiremos o termo (ln), também porque tal termo é explicitado na Tabela 4. Esta mesma omissão será feita na análise das demais regressões.



Assim, quando o Estudo aumenta em 1% a Probabilidade de Morte Infantil cai em 0,478%. Em relação ao grupo 1, percebemos uma redução nesta elasticidade ao incorporar novas variáveis à regressão. Portanto, apesar do seu papel importante, a elasticidade da variável Estudo declinou ao incorporarmos as variáveis Densidade, Fecundidade, Mulher e Pop. Rural. Por fim, note que o modelo com Efeito Fixo apresenta um  $R^2$  bastante elevado, igual a 0,672. Com respeito ao grupo 4, que acrescenta ao grupo 2 as variáveis Densidade, Fecundidade, Mulher e Pop. Rural, os resultados são similares. Contudo, enfatizamos que novamente ao substituir a variável Pobreza pela Renda, a variável Gini tornou-se significativa com sinal positivo.

### **Inserir Tabela 5**

Na Tabela 6 apresentamos os resultados para a Região *Sudeste* com relação aos grupos 1 e 2 de variáveis explicativas. Para o grupo 1, o POLS indica que todas as variáveis são significativas, e apresentam sinais esperados. Apesar de a variável Estudo apresentar a maior elasticidade, em módulo, em relação a mesma regressão para o Brasil, observamos uma redução considerável em sua magnitude. Isto é, na Tabela 4 a elasticidade no modelo POLS para o Brasil é igual a  $-0,524$ , e agora restritos a Região *Sudeste* obtemos  $-0,384$ . Lembramos que a análise de correlações simples já havia sugerido que esta poderia ser menor quando nos restringimos a Região *Sudeste*. No modelo de Efeito Aleatório a variável Gini não é significativa enquanto no modelo de Efeito Fixo tal variável é significativa. Nestes dois últimos modelos as demais variáveis são significativas e apresentam os sinais esperados. Utilizando o teste de Hausman rejeitamos o modelo com Efeito Aleatório, de modo que nos voltamos para o modelo com Efeito Fixo. Neste caso, a variável Estudo apresenta elasticidade maior do que 1, em módulo, tornando-se inclusive maior do que a obtida para todos os municípios do Brasil, ou seja, se a variável Estudo aumenta em 1% a Probabilidade de Morte Infantil cai em 1,105%. Observamos ainda no caso de Efeito Fixo um  $R^2$  igual a 0,598, valor inferior àqueles obtidos para o Brasil como um todo. Para o grupo 2 os resultados são similares, a variável Renda - que substitui a variável Pobreza - é significativa em todos os modelos e apresenta sempre sinal negativo. A variável Gini torna-se significativa também no modelo com Efeito Aleatório, porém tal modelo é rejeitado no teste de Hausman. Finalmente, considerando o modelo com Efeito Fixo, a variável Estudo tem, mais uma vez, papel preponderante com elasticidade igual a  $-1,090$ .

### **Inserir Tabela 6**

Na Tabela 7 apresentamos os resultados para a Região *Sudeste* com respeito aos grupos 3 e 4 de variáveis explicativas. Para o grupo 3, o POLS indica que apenas a variável Gini é não significativa e, diferentemente dos resultados anteriores, a variável Pobreza apresenta elasticidade, em módulo, maior do que a variável Estudo. No modelo de Efeito Aleatório a variável Gini não é significativa enquanto que no modelo com Efeito Fixo tal variável torna-se significativa. Quanto ao teste de Hausman, é rejeitado o modelo com Efeito Aleatório, e assim, passamos a nos concentrar no modelo com Efeito Fixo. Aqui, a variável Estudo volta a apresentar a maior elasticidade, em módulo, igual a  $-1,041$ . Ou seja, se a variável Estudo aumentar em 1% a Probabilidade de Morte Infantil se reduz em 1,041%. Portanto, em relação ao grupo 1, percebemos apenas uma pequena redução nesta elasticidade ao incorporar novas variáveis à regressão. Notamos ainda, que as variáveis Fecundidade e Pop. Rural são não significativas. Por fim, note que o modelo com Efeito Fixo apresenta um  $R^2$  bastante elevado, igual a 0,607. Com respeito ao grupo 4, que acrescenta ao grupo 2 as variáveis Densidade, Fecundidade, Mulher e Pop. Rural, os resultados são similares. No

POLS a Renda tem elasticidade maior do que a variável Estudo. O modelo com Efeito Aleatório é rejeitado pelo teste de Hausman e no modelo com Efeito Fixo as variáveis Fecundidade e Pop. Rural são não significativas e a variável Estudo volta a apresentar a maior elasticidade em módulo.

### **Inserir Tabela 7**

Portanto, considerando o modelo com Efeito Fixo e com os grupos 3 e 4 de regressores, observamos que: para o Brasil, no grupo 3 destacam-se as variáveis Estudo e Pobreza; no grupo 4 destacam-se as variáveis Estudo e Renda; nos dois grupos a variável Estudo apresenta a maior elasticidade. Com respeito à Região *Sudeste*, o modelo com Efeito Fixo sugere que no grupo 3 as variáveis Estudo e Gini são as mais importantes, o mesmo ocorrendo no grupo 4. Assim, considerando todo o Brasil ou apenas a Região *Sudeste*, a evidência sugere que a variável Estudo é o principal determinante da Probabilidade de Morte Infantil. Descartando-se esta variável, para o Brasil destaca-se a Pobreza (ou Renda) e para a Região *Sudeste* a variável Gini. Isto sugere que nesta região o nível da renda parece não ser o problema crítico, mas sim a sua má distribuição. De fato, a média do coeficiente de gini dos municípios do Brasil em 1991 é 0,53 e em 2000 é 0,56. Considerando apenas a Região *Sudeste* obtemos 0,53 em 1991 e 0,54 em 2000. Portanto, o grau de desigualdade parece ser o mesmo no Brasil como um todo ou apenas na Região *Sudeste*. Quando consideramos a renda, os municípios a Região *Sudeste* apresentam uma renda per capita média cerca de 33% superior a renda per capita média de todos os municípios do Brasil, em 1991. Em 2000, este percentual torna-se 30%. Em suma, o que estes resultados sugerem é que após certo nível de renda, a variável de desigualdade torna-se mais relevante.

Recordamos que a análise da Tabela 2 nos permitiu observar que os municípios com os maiores índices de mortalidade infantil, no ano de 2000, se localizam na Região Nordeste, enquanto àqueles com os menores índices, neste mesmo ano, se localizam nas Regiões *Sudeste* e Sul. Para captar a dimensão espacial da mortalidade infantil apresentamos dois mapas. O primeiro refere-se ao Brasil e evidencia que a mortalidade infantil incide preponderantemente sobre a Região Nordeste e Norte, mais especificamente na área da Amazônia. O segundo refere-se à Região *Sudeste* e deixa claro que o Norte de Minas é uma das áreas com maior concentração de elevados índices de mortalidade infantil, conforme esperado. Observamos, por fim, que São Paulo, apresenta os melhores índices, em média.

### **Inserir Mapa 1**

### **Inserir Mapa 2**

## **4 SIMULAÇÕES PARA 2015**

Recentemente, o Brasil tornou-se signatário da Declaração do Milênio, um documento que traça objetivos gerais do desenvolvimento humano, organizado pelas Nações Unidas. Basicamente, os países que aderiram a esta declaração devem atingir, até o ano de 2015, os Objetivos do Milênio, dentre os quais se destacam a erradicação da fome e redução da pobreza.<sup>6</sup> Afim de avaliar a situação do Brasil, Araujo Jr, Gomes e Salvato (2006) argumentam que o esforço para alcançar um destes objetivos gera externalidades positivas sobre os demais. Para analisar tal possibilidade, esses autores utilizam um exercício

---

<sup>6</sup> Outros objetivos são: empoderamento das mulheres, preservação ambiental, etc.

contrafactual e observam em que medida aumentos do nível educacional geram aumentos de renda, redução da pobreza e diminuição da desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de Gini. Em outras palavras, investiga-se se a educação pode nos ajudar a alcançar outras metas até 2015. Estendemos o exercício desses autores ao indagar quais os efeitos da educação sobre a mortalidade infantil. Tomando os resultados dos exercícios contrafactuals mensuramos as externalidades positivas que a educação pode ter sobre a mortalidade infantil.

Como mencionado, Araujo Jr, Gomes e Salvato (2006) realizaram exercícios contrafactuals nos quais alterou-se o nível educacional da população e, em seguida, obteve-se o novo valor da Renda, Pobreza e Gini. Por conseguinte, podemos calcular o impacto direto da variável Estudo sobre a Probabilidade de Morte e também o impacto indireto via Renda, Pobreza e Desigualdade.

O primeiro exercício contrafactual refere-se ao Brasil e o segundo à Região Sudeste e, em ambos, foi considerado um cenário otimista – com maior crescimento da educação – e um cenário pessimista – com menor crescimento da educação. Para cada cenário e área calculamos o acréscimo percentual nas variáveis Estudo, Renda, Pobreza e Gini entre 2000 e 2015 (ver Anexo A). Por exemplo, para o caso do Brasil no cenário otimista os resultados do exercício contrafactual indicam que a variável Estudo terá um acréscimo adicional de 17,81% entre 2000 e 2015. Com base nestes percentuais e nas elasticidades estimadas anteriormente calculamos o impacto direto e indireto de Estudo sobre a Probabilidade de Morte. Consideramos as elasticidades estimadas nos modelos com Efeito Fixo e consideramos que as demais variáveis - Densidade, Fecundidade, Mulher e Pop. Rural - não sofrem nenhum acréscimo adicional.

Na Tabela 8 reportamos os resultados para o caso pessimista. Para o Brasil, observamos que o impacto direto de Estudo sobre a Probabilidade de Morte é superior a soma dos impactos indiretos - redução de Pobreza (ou aumento de Renda) e redução de Gini. O efeito final sobre a Probabilidade de Morte no Brasil varia entre -5,82% e -8,62%. Na Região *Sudeste*, o impacto é maior, variando entre -11,46% e -12,29%. No caso da Região *Sudeste*, verificamos também que o impacto direto da educação é muito superior ao seu impacto indireto.

### **Inserir Tabela 8**

Na Tabela 9 reportamos os resultados para o caso otimista. Para o Brasil notamos que o impacto direto de Estudo sobre a Probabilidade de Morte continua bastante superior a soma dos impactos indiretos e o impacto total varia entre -8,62% e -12,34%. Na Região *Sudeste*, o impacto é maior, variando entre -15,55% e -16,61%. Nesta região, verificamos também que o impacto direto da educação é muito superior ao seu impacto indireto.

### **Inserir Tabela 9**

Portanto, concluímos que as externalidades positivas da educação sobre a probabilidade de morte são não desprezíveis e em muito contribuirão para reduzir a Mortalidade Infantil, entre 2000 e 2015.

## **5 CONCLUSÃO**

O objetivo deste estudo foi duplo. Dada a importância de se combater a mortalidade infantil procuramos gerar subsídios para a atuação governamental ao discutir quais são os principais determinantes deste fenômeno, tendo posição destacada a educação. Dado o

interesse do Brasil em cumprir a Declaração do Milênio, estendemos à análise de Araujo Jr, Gomes e Salvato (2006) e nos perguntamos em que medida a educação pode nos ajudar a reduzir a mortalidade infantil, um dos Objetivos do Milênio. Encontramos que a educação pode ter um impacto muito importante no combate à mortalidade. Ou seja, mesmo levando em conta fatores econômicos como renda, pobreza e desigualdade e fatores demográficos como a fecundidade, a educação teve papel destacado em nossas análises empíricas.

Enfim, os resultados sugerem que uma política pública que busca mitigar o problema sob análise deve conter em alguma medida uma atenção especial à educação. Provavelmente, a educação tem papel crucial, pois através dela métodos simples de combate a mortalidade infantil são internalizados e, ao que tudo indica, são praticados.

## BIBLIOGRAFIA

- Araujo Jr, A. F., Gomes, F. A. R., Salvato, M. A. (2006). Exercício Contrafactual do impacto da Educação sobre o Objetivo de redução da mortalidade infantil para a Região Sudeste. **In:** Rede de Laboratórios Acadêmicos para Acompanhamento dos ODM (2006). Coleção de Relatórios Regionais sobre os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio. Versão mimeo, fevereiro de 2006.
- Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2003, **Fundação João Pinheiro (FJP-MG)**, 2003.
- Banister, J e Zhang, X. (2005) “China, economic development and mortality decline”, **World Development**, 33 (1), 21–41.
- Christiaensen, L. e Alderman, H. (2004) “Child malnutrition in Ethiopia: can maternal knowledge augment the role of income?”, **Economic Development and Cultural Change**, 52 (2), 287-312.
- Engle, P.; Menon, P. e Haddad, L. (1999) “Care and nutrition: concepts and measurement”, **World Development**, 27 (8), 1309-1337.
- Fay, M; Leipziger, D.; Wodon, Q. e Yepes, T. (2005) “Achieving child-health-related millennium development goals: the role of infrastructure”, **World Development**, 33 (8), 1267–1284.
- França, E. et. alli. (2001) “Associação entre fatores sócio-econômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controle”, **Cadernos de Saúde Pública**, 17 (6).
- Fedorov, L. e Sahn, D. E. (2005) “Socioeconomic determinants of children's health in Russia: a longitudinal study”, **Economic Development and Cultural Change**, 53 (2), 479-500.
- Guilkey, D. K. e Riphahn, R. T. (1998) “The determinants of child mortality in the Philippines: estimation of a structural model”, **Journal of Development Economics**, 56, 281–305.
- Haddad, L; Ruel, M. T. e Garret, J. L. (1999) “Are urban poverty and undernutrition growing? Some newly assembled evidence”, **World Development**, 27 (11), 1891-1904.
- Hallman, K.; Quisumbing, A. R.; Ruel, M. e De La Brière, B. (2005) “Mothers’ work and child care: findings from the urban slums of Guatemala City”, **Economic Development and Cultural Change**; 53 (4), 855-885.
- Handa, S. (1999) “Maternal education and child height”, **Economic Development and Cultural Change**, 47 (2), 421-439.
- Harper, C.; Marcus, R. e Moore, K. (2003) “Enduring poverty and the conditions of childhood: lifecourse and intergenerational poverty transmissions”, **World Development**, 31 (3), 535–554.

- Rede de Laboratórios Acadêmicos para Acompanhamento dos ODM (2005). Coleção de Estudos Temáticos sobre os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio. Brasília: PNUD-Brasil, março de 2005. <http://www.pnud.org.br/estudos/index.php>
- Senauer, B e Kassouf, A. L. (2000) “The effects of breastfeeding on health and the demand for medical assistance among children in Brazil”, *Economic Development and Cultural Change*, 48 (4), 719-736.
- Skoufias, E. (1998) “Determinants of child health during the economic transition in Romania”, **World Development**, 26 (11), 2045-2056.
- Smith, L. C. e Haddad, L. (2002) “How potent is economic growth in reducing undernutrition? What are the pathways of impact? New cross-country evidence”, **Economic Development and Cultural Change**, 51 (1), 55-76.
- Szwarcwald, C. L. *et. alli.* (1992) “Tendências da mortalidade infantil no Brasil nos anos 80”, **Informe Epidemiológico do SUS**, 1:35-50.
- Webb, P. e Block, S. (2004) “Nutrition information and formal schooling as inputs to child nutrition”, **Economic Development and Cultural Change**, 52 (4), 801-820.
- Wooldridge, J. M. (2001) **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**

# TABELAS

**Tabela 1**

<b>Estatística Descritiva: Mortalidade Infantil</b>						
<b>Estatística</b>	<b>Brasil</b>			<b>Sudeste</b>		
	<b>1991</b>	<b>2000</b>	<b>Variação %</b>	<b>1991</b>	<b>2000</b>	<b>Variação %</b>
Média	49.45	34.08	-0.31	34.69	24.40	-0.30
Mínimo	10.65	5.38	-0.49	14.75	5.38	-0.64
Máximo	130.74	109.67	-0.16	88.89	71.78	-0.19
Desvio-padrão	25.00	18.47	-0.26	11.68	11.63	0.00
Observações	5507	5507	5507	1666	1666	1666

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil.

**Tabela 2**

<b>Maiores e Menores Índices: Mortalidade Infantil, 2000</b>			
<b>5 Maiores do Brasil</b>		<b>5 Menores do Brasil</b>	
Manari (PE)	109.67	São Caetano do Sul (SP)	5.38
Águas Belas (PE)	98.12	Quatro Pontes (PR)	6.04
Jucati (PE)	96.37	Maripá (PR)	6.22
Lagoa dos Gatos (PE)	95.59	Águas de São Pedro (SP)	6.28
Jurema (PE)	94.11	Saltinho (SP)	6.39

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil

**Tabela 3**

<b>Correlações com a Variável Mortalidade</b>				
<b>Variável</b>	<b>Brasil</b>		<b>Sudeste</b>	
	<b>1991</b>	<b>2000</b>	<b>1991</b>	<b>2000</b>
Estudo	-0.746	-0.745	-0.579	-0.648
Fecundidade	0.694	0.574	0.580	0.539
Pobreza	0.771	0.843	0.702	0.802
Densidade	0.429	0.332	0.115	-0.022
Mulher	0.368	0.407	0.241	0.364
Renda	-0.682	-0.740	-0.606	-0.642
Pop. Rural	0.168	0.143	0.082	0.026
Gini	-0.134	0.361	0.202	0.395

Fonte: Atlas do Desenvolvimento do Brasil

**Tabela 4**

<b>Mortalidade Infantil no Brasil</b>						
Variável Dependente: (ln) Probabilidade de Morte Infantil						
Regressores	Grupo 1			Grupo 2		
	POLS	EA	EF	POLS	EA	EF
(ln) Estudo	-0.524 (-44.470)	-0.594 (-52.110)	-0.690 (-44.290)	-0.346 (-24.510)	-0.510 (-39.080)	-0.673 (-41.160)
(ln) Pobreza	0.476 (53.050)	0.449 (51.350)	0.423 (35.000)	-	-	-
(ln) Renda	-	-	-	-0.573 (-55.350)	-0.491 (-49.520)	-0.449 (-33.050)
(ln) Gini	0.106 (3.330)	0.004 (0.130)	0.027 (0.740)	0.744 (26.950)	0.530 (21.120)	0.509 (15.180)
Nº de observações	11014	11014	11014	11014	11014	11014
R <sup>2</sup>	0.701	0.653	0.654	0.706	0.643	0.648
Teste de Hausman (p-valor)	-	216.47 (0.000)		-	902.78 (0.000)	

Nota: No POLS o R<sup>2</sup> é o R<sup>2</sup> ajustado, nos outros casos apresentamos o R<sup>2</sup> *within*. Entre parênteses apresentamos a estatística t. O teste de Hausman rejeita o modelo com Efeito Aleatório nos grupos 1 e 2.

**Tabela 5**

<b>Mortalidade Infantil no Brasil</b>						
Variável Dependente: (ln) Probabilidade de Morte Infantil						
Regressores	Grupo 3			Grupo 4		
	POLS	EA	EF	POLS	EA	EF
(ln) Estudo	-0.473 (-37.930)	-0.474 (-36.540)	-0.478 (-22.060)	-0.354 (-25.240)	-0.411 (-29.280)	-0.500 (-22.870)
(ln) Pobreza	0.358 (42.690)	0.359 (42.580)	0.335 (25.400)	-	-	-
(ln) Renda	-	-	-	-0.433 (-44.370)	-0.395 (-41.500)	-0.337 (-22.210)
(ln) Gini	0.010 (0.330)	0.013 (0.480)	0.023 (0.650)	0.496 (19.500)	0.431 (18.190)	0.398 (11.800)
(ln) Densidade	0.075 (11.540)	0.099 (14.060)	0.153 (10.760)	0.081 (12.540)	0.108 (15.430)	0.164 (11.380)
(ln) Fecundidade	0.126 (7.510)	0.136 (8.340)	0.159 (7.120)	0.088 (5.230)	0.108 (6.550)	0.110 (4.850)
(ln) Mulher	0.290 (37.360)	0.211 (27.410)	0.074 (7.000)	0.288 (37.320)	0.220 (28.520)	0.078 (7.220)
Pop. Rural	0.000 (7.340)	0.000 (5.380)	0.000 (0.890)	0.000 (6.680)	0.000 (5.100)	0.000 (0.900)
Nº de observações	11014	11014	11014	11014	11014	11014
R <sup>2</sup>	0.760	0.661	0.672	0.762	0.649	0.664
Teste de Hausman (p-valor)	-	353.96 (0.000)		-	565.05 (0.000)	

Nota: No POLS o R<sup>2</sup> é o R<sup>2</sup> ajustado, nos outros casos apresentamos o R<sup>2</sup> *within*. Entre parênteses apresentamos a estatística t. O teste de Hausman rejeita o modelo com Efeito Aleatório nos grupos 3 e 4.

**Tabela 6**

<b>Mortalidade Infantil no Sudeste</b>						
Variável Dependente: (ln) Probabilidade de Morte Infantil						
Regressores	Grupo 1			Grupo 2		
	POLS	EA	EF	POLS	EA	EF
(ln) Estudo	-0.384 (-14.870)	-0.540 (-19.730)	-1.105 (-26.550)	-0.214 (-6.380)	-0.434 (-12.530)	-1.090 (-22.810)
(ln) Pobreza	0.378 (25.690)	0.337 (21.420)	0.193 (7.570)	-	-	-
(ln) Renda	-	-	-	-0.531 (-23.730)	-0.441 (-18.830)	-0.221 (-6.380)
(ln) Gini	0.192 (3.090)	0.091 (0.149)	0.224 (2.610)	0.867 (16.100)	0.683 (12.440)	0.532 (6.750)
Nº de observações	3332	3332	3332	3332	3332	3332
R <sup>2</sup>	0.576	0.566	0.598	0.566	0.554	0.594
Teste de Hausman (p-valor)	-	580.04 (0.000)		-	753.59 (0.000)	

Nota: No POLS o R<sup>2</sup> é o R<sup>2</sup> ajustado, nos outros casos apresentamos o R<sup>2</sup> *within*. Entre parênteses apresentamos a estatística t. O teste de Hausman rejeita o modelo com Efeito Aleatório nos grupos 1 e 2.

**Tabela 7**

<b>Mortalidade Infantil no Sudeste</b>						
Variável Dependente: (ln) Probabilidade de Morte Infantil						
Regressores	Grupo 3			Grupo 4		
	POLS	EA	EF	POLS	EA	EF
(ln) Estudo	-0.322 (-10.580)	-0.441 (-13.730)	-1.041 (-18.380)	-0.228 (-6.270)	-0.402 (-10.720)	-1.056 (-18.080)
(ln) Pobreza	0.342 (23.530)	0.307 (20.090)	0.157 (5.810)	-	-	-
(ln) Renda	-	-	-	-0.454 (-20.030)	-0.375 (-16.180)	-0.160 (-4.180)
(ln) Gini	0.081 (1.360)	0.046 (0.770)	0.218 (2.560)	0.709 (13.330)	0.589 (11.010)	0.461 (5.730)
(ln) Densidade	0.058 (4.830)	0.078 (6.080)	0.080 (2.590)	0.054 (4.430)	0.073 (5.630)	0.088 (2.770)
(ln) Fecundidade	0.152 (4.260)	0.133 (3.620)	-0.035 (-0.640)	0.106 (2.890)	0.097 (2.580)	-0.054 (-0.970)
(ln) Mulher	0.209 (11.950)	0.204 (11.620)	0.121 (5.090)	0.211 (11.710)	0.211 (11.750)	0.121 (5.040)
Pop. Rural	0.000 (3.270)	0.000 (2.510)	0.000 (-0.820)	0.000 (3.180)	0.000 (2.550)	0.000 (-0.600)
Nº de observações	3332	3332	3332	3332	3332	3332
R <sup>2</sup>	0.619	0.5703	0.607	0.603	0.562	0.603
Teste de Hausman (p-valor)	-	366.19 (0.000)		-	493.76 (0.000)	

Nota: No POLS o R<sup>2</sup> é o R<sup>2</sup> ajustado, nos outros casos apresentamos o R<sup>2</sup> *within*. Entre parênteses apresentamos a estatística t. O teste de Hausman rejeita o modelo com Efeito Aleatório nos grupos 3 e 4.



**Tabela 8**

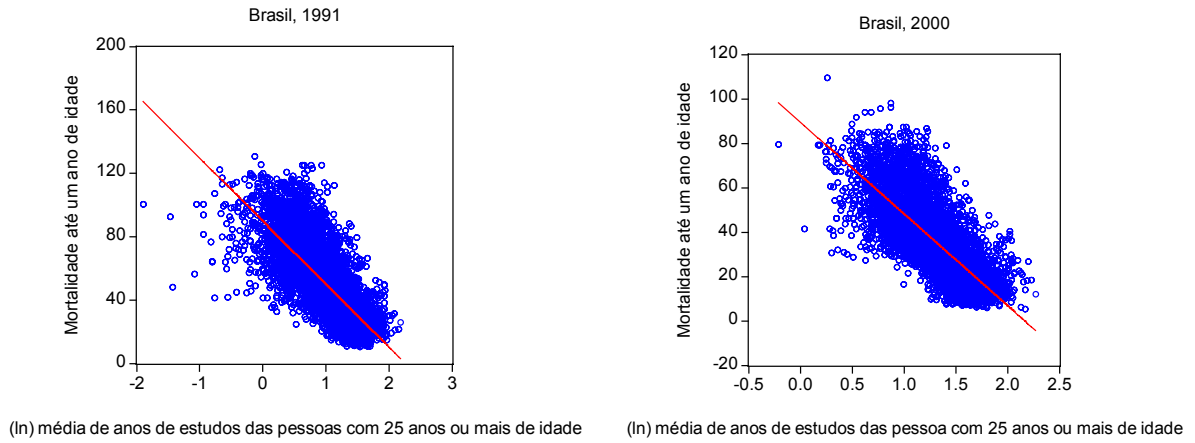
<b>Variação Percentual da Probabilidade de Morte Infantil: Caso Pessimista</b>						
<b>Área</b>	<b>Grupo</b>	<b>Estudo</b>	<b>Pobreza</b>	<b>Renda</b>	<b>Gini</b>	<b>Total</b>
<b>Brasil</b>	1	-0,0821	-0,0016	-	-0,0001	-0,0838
	2	-0,0801	-	-0,0051	-0,0011	-0,0862
	3	-0,0569	-0,0013	-	0,0000	-0,0582
	4	-0,0595	-	-0,0038	-0,0009	-0,0641
<b>Região Sudeste</b>	1	-0,1143	-0,0076	-	-0,0010	-0,1229
	2	-0,1127	-	-0,0054	-0,0024	-0,1205
	3	-0,1077	-0,0060	-	-0,0010	-0,1146
	4	-0,1092	-	-0,0040	-0,0021	-0,1153

**Tabela 9**

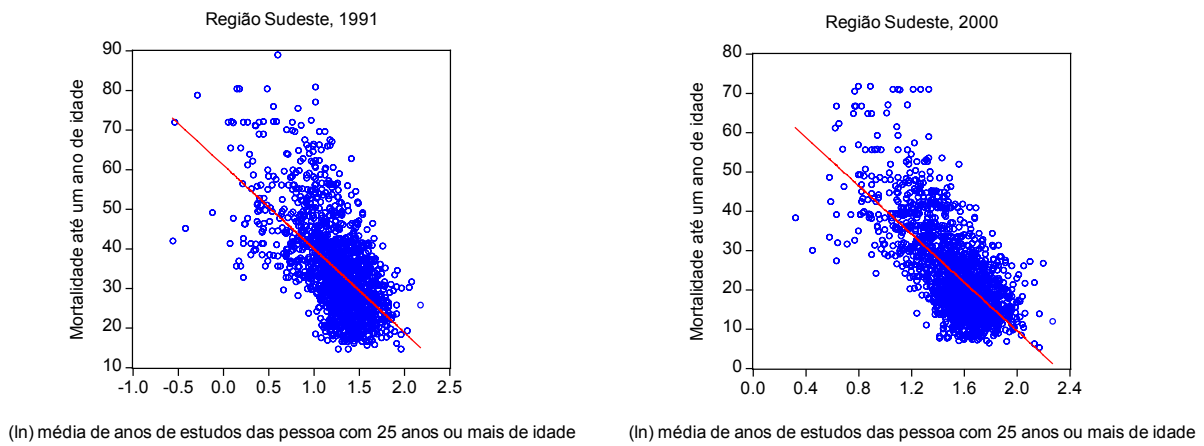
<b>Variação Percentual da Probabilidade de Morte Infantil: Caso Otimista</b>						
<b>Área</b>	<b>Grupo</b>	<b>Estudo</b>	<b>Pobreza</b>	<b>Renda</b>	<b>Gini</b>	<b>Total</b>
<b>Brasil</b>	1	-0,1131	-0,0098	-	-0,0002	-0,1230
	2	-0,1103	-	-0,0098	-0,0033	-0,1234
	3	-0,0784	-0,0077	-	-0,0001	-0,0862
	4	-0,0820	-	-0,0074	-0,0026	-0,0919
<b>Região Sudeste</b>	1	-0,1559	-0,0081	-	-0,0020	-0,1661
	2	-0,1538	-	-0,0049	-0,0048	-0,1635
	3	-0,1469	-0,0066	-	-0,0020	-0,1555
	4	-0,1490	-	-0,0036	-0,0042	-0,1567

# FIGURAS

## Figura 1 – Brasil: relação entre Mortalidade Infantil e (ln) Estudo



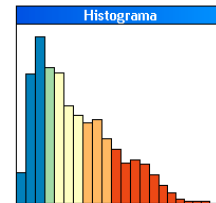
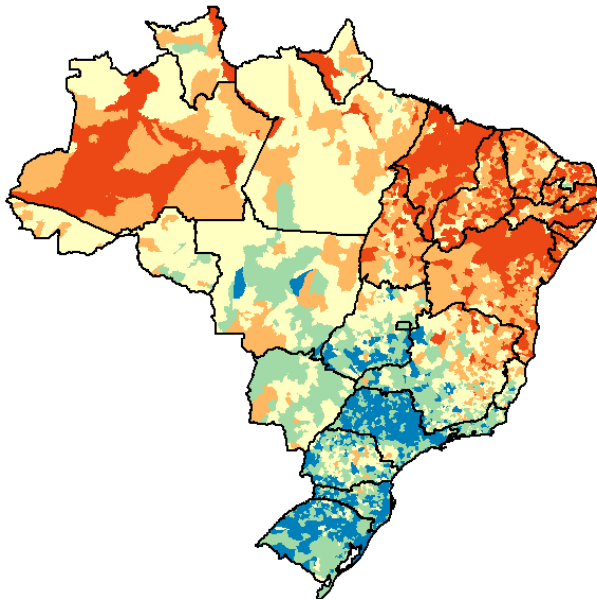
## Figura 2 – Região Sudeste: relação entre Mortalidade Infantil e (ln) Estudo



# MAPAS

## Mapa 1

Mortalidade até um ano de idade, 2000  
Todos os municípios do Brasil

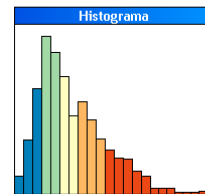
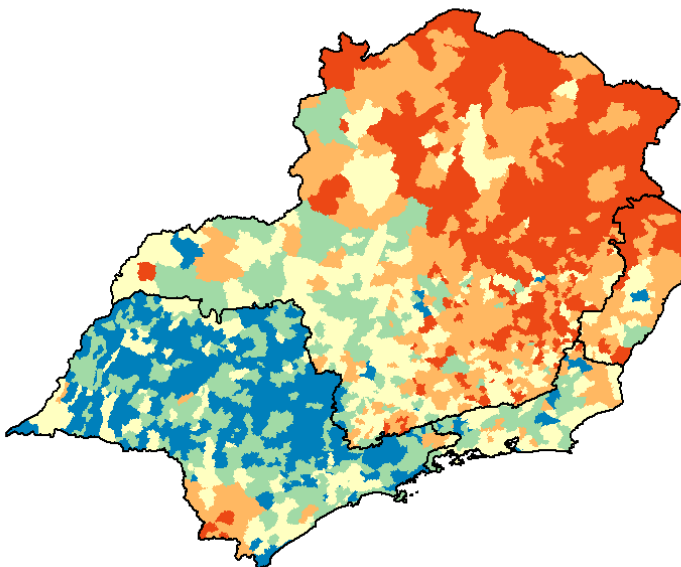


Legenda	
5.38 a 16.93	(1102)
16.94 a 24.83	(1101)
24.84 a 36.03	(1101)
36.04 a 50.57	(1105)
50.58 a 109.67	(1098)

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano, 2003

## Mapa 2

Mortalidade até um ano de idade, 2000  
Municípios da Região Sudeste



Legenda	
5.38 a 14.72	(334)
14.73 a 18.95	(334)
18.96 a 24.92	(333)
24.93 a 33.46	(333)
33.47 a 71.78	(332)

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano, 2003

## ANEXO A

Na tabela A-1 apresentamos o resultado dos exercícios contrafactuais para o Brasil, para os casos pessimista e otimista. Utilizamos o valor das variáveis em 2003 – ano base do exercício contrafactual - e o valor gerado para 2015 para calcularmos a taxa de crescimento anual para cada variável. Com esta taxa anual, obtemos a taxa de crescimento das variáveis entre 2000 e 2015. A Tabela A-2 foi construída da mesma forma, porém refere-se à Região *Sudeste*.

**Tabela A-1**

Brasil								
Variáveis	Pessimista				Otimista			
	2003	2015	Taxa anual	2000-2015	2003	2015	Taxa anual	2000-2015
Renda	352,814	356,012	1,0008	1,0113	352,814	359,036	1,0015	1,0221
Gini	0,584	0,583	0,9999	0,9979	0,584	0,581	0,9996	0,9936
Estudo	6,274	6,900	1,0080	1,1263	6,274	7,153	1,0110	1,1781
Pobreza	0,328	0,327	0,9997	0,9962	0,328	0,322	0,9985	0,9772

**Tabela A-2**

Região Sudeste								
Variáveis	Pessimista				Otimista			
	2003	2015	Taxa anual	2000-2015	2003	2015	Taxa anual	2000-2015
Renda	438,130	442,348	1,0008	1,0120	438,130	446,051	1,0015	1,0226
Gini	0,556	0,554	0,9997	0,9955	0,556	0,552	0,9994	0,9910
Estudo	6,959	7,559	1,0069	1,1089	6,959	7,791	1,0095	1,1515
Pobreza	0,211	0,208	0,9988	0,9823	0,211	0,204	0,9972	0,9587