

---

**ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS FATORES DETERMINANTES DA REDUÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NO BRASIL\***

**Janaildo Soares de Sousa**

Doutorando em Meio Ambiente e Desenvolvimento pela Universidade Federal do Ceará (PRODEMA/UFC)

E-mail: janaildo18@hotmail.com

**Robério Telmo Campos**

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (MAER/UFC)

E-mail: roberio@ufc.br

**Andréa Ferreira da Silva**

Doutoranda em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

E-mail: andrea.economia@yahoo.com.br

**Filomena Nádia Rodrigues Bezerra**

Mestra em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (MAER/UFC)

E-mail: nadiarodrigues-3@hotmail.com

**Jaqueline Saraiva de Lira**

Mestra em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (MAER/UFC)

E-mail: jaquelynejack@hotmail.com

**RESUMO:** Este estudo buscou mensurar e analisar os fatores determinantes da redução da Taxa de Mortalidade Infantil - TMI - no Brasil, no período compreendido entre 2001 e 2011. Para tanto, foi utilizada a abordagem teórica e o método de dados em painel utilizado por Sousa e Leite Filho (2008). O método empírico adotado permite ao menos dois avanços em relação aos demais: (i) admite o efeito não observável de variáveis explicativas em diferentes momentos; (ii) leva em consideração duas dimensões: o tempo e o espaço. Um terceiro avanço nesta análise é o período estudado - 2001 a 2011 - devido ao fato de a literatura ainda não ter feito inferências nestes anos. Assim, esta pesquisa acrescenta novas contribuições sobre a dinâmica da TMI no Brasil. A base de dados usada é proveniente de fontes secundárias, tais como: DATASUS, IPEADATA e PNADs. Os resultados corroboram com a literatura ao ratificar que a expansão do Programa Saúde da Família (PSF) altera o comportamento da taxa de mortalidade infantil; que melhoria na renda *per capita* e acesso ao saneamento são também fatores que reduzem a TMI e, por fim, que a desigualdade de renda provoca um efeito adverso.

**Palavras-Chave:** Fatores determinantes; Taxa de Mortalidade Infantil; Redução.

**Classificação JEL:** C23; I10.

**ABSTRACT:** This study sought to measure and analyze the determinants of reducing the infant mortality rate - IMR - in Brazil, in the period 2001-2011. For this purpose, we use the theoretical approach and the data method used by Sousa and Leite Filho (2008). The adopted empirical method allows at least two advances in relation to the others: (i) admits the unobservable effect of explanatory variables at different times; (ii) takes into account two dimensions: time and space. A third advance in this analysis is the study period - from 2001 to 2011, because literature has not yet made inferences in these years, then, will have news contributions on the dynamics of IMR in Brazil. The database used is from secondary sources, namely: DATASUS, IPEADATA and PNADs. The results corroborate the literature to ratify the expansion of the Family Health Program (PSF) changes the behavior of the infant mortality rate, an improvement in per capita income and access to sanitation are also factors that reduce IMR and finally, that income inequality causes an adverse effect.

**Keywords:** Determinant factors; Child mortality rate; Reduction.

**JEL Code:** C23; I10.

## 1. Introdução

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) é um indicador comumente utilizado por organismos internacionais para acompanhar os avanços das condições básicas de saúde dos países em desenvolvimento, haja vista que tem um peso significativo na expectativa de vida ao nascer. Representa o número de óbitos de crianças menores de um ano de idade, por mil nascidos vivos, na população residente de um determinado ente federativo, em determinado ano (SOUSA; LEITE FILHO, 2008).

Por ser utilizado como parâmetro para auferir o grau de desenvolvimento dos países, regiões, estados e municípios, o seu contínuo acompanhamento torna-se de grande importância e relevante para projeção de outras medidas de desenvolvimento. Pensando dessa forma, isso significa que elevadas taxas de mortalidade infantil refletem os baixos níveis socioeconômicos da população, representados por privação ao acesso dos funcionamentos básicos, tais como: saneamento, água potável, educação, renda, entre outros.

No entanto, as contribuições recentes da literatura sobre essa temática, relativas aos estados brasileiros, ainda não fizeram inferências sobre o período de 2001 a 2011. Dessa forma, torna-se pertinente a análise de como se encontra a dinâmica do comportamento da TMI no decorrer desses anos e de quais foram os possíveis fatores que influenciaram na redução desse indicador. Assim, a contribuição do presente estudo é propor uma abordagem diferenciada, a qual gera novas evidências sobre a situação da mortalidade infantil dos estados brasileiros.

A redução da mortalidade infantil faz parte dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), compromisso assumido pelos países membros da Organização das Nações Unidas (ONU) para que, com a globalização, o mundo se torne mais inclusivo e equitativo no novo milênio, (GARCIA; SANTANA, 2011).

Além disso, recentemente, a redução dessa problemática foi integrada nos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável (ODS). Trata-se de uma agenda global reestabelecida com base nos ODMs e tem por objetivo promover o desenvolvimento econômico, social e ambiental de forma sustentável até 2030. Para isso, será necessário atingir seus dezessete objetivos e, dentre eles, o terceiro, o qual engloba a erradicação da mortalidade infantil (PNUD, 2016).

No Brasil, as taxas de mortalidade infantil têm mostrado declínios importantes nas últimas décadas sendo que, no período de 1980 a 2010, houve um declínio de 82,80 para 15,97 dessa taxa (SILVA, 2015). Em relação aos principais determinantes da tendência de queda observada, os estudos apontaram para a importância da implementação de políticas públicas de saneamento básico e nutrição na década de 1980 e a expansão da atenção primária de serviços de saúde, especialmente materna e infantil (AQUINO; OLIVEIRA; BARRTETO, 2009). Contudo, mesmo diante desse cenário, o Brasil ainda apresenta uma elevada taxa de mortalidade.

Desse modo, a literatura especializada passou a questionar sobre os possíveis fatores condicionantes da alta da TMI, fato esse que motivou muitos estudos a nível internacional e nacional. As pesquisas sugerem que os possíveis fatores condicionantes da alta desse indicador sejam os baixos níveis socioeconômicos. (YUNES; RONCHEZEVEL, 1974; MONTEIRO; SZARFARC, 1987; SOUSA; LEITE FILHO, 2008; AQUINO, OLIVEIRA; BARRETO, 2009; SILVA *et al.*, 2012; ALMEIDA, SZWARCOWALD, 2012; LOURENÇO *et al.*, 2014).

Neste contexto, surge o seguinte questionamento: quais os fatores que contribuíram para a redução da taxa de mortalidade infantil nos estados brasileiros, no período de 2001 a 2011? O presente estudo pretende responder essa pergunta utilizando como recurso metodológico o método de dados em painel apresentado por Mendonça e Motta (2007) e detalhado por Greene (2008). Esse método permite uma análise mais robusta, tendo em vista que analisa de forma mais ampla a real situação da TMI no Brasil, pois permite considerar de modo eficiente o efeito específico das variáveis não observadas ao cobrir o período de 2001 a 2011.

Portanto, o objetivo deste artigo consiste em mensurar e analisar os fatores determinantes da redução da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI), no Brasil, entre os anos de 2001 a 2011. A despeito de a mortalidade infantil ser resultado de uma série de processos sociais, econômicos e demográficos

complexos, este trabalho faz uso de um modelo econométrico detalhado por Mendonça e Motta (2007), para tentar definir seus principais determinantes. Assim, procura-se avaliar a situação dos estados brasileiros quanto aos determinantes da mortalidade infantil, uma vez que o diagnóstico preciso da situação é o primeiro passo para a proposição de políticas públicas mais eficazes.

A justificativa em delimitar esse período se deu por três motivos: pela disponibilidade de dados; por ser um período após a Declaração dos Objetivos do Milênio, sendo o Brasil um dos signatários; e, também, pelo fato de a erradicação da TMI ter sido incluída recentemente como um dos objetivos dos ODM. Servem ainda como pressupostos de análise os achados na literatura, os quais sinalizam que, no período em ênfase (2001 a 2011), ocorreram algumas mudanças nas políticas de saúde e saneamento, crescimento de alguns indicadores, bem como na redução de outros, inclusive da TMI e da pobreza, a exemplo das políticas e programas de transferências de renda.

Além desta introdução, este artigo apresenta mais cinco seções: (ii) o referencial teórico que aborda a taxa de mortalidade infantil e seus condicionantes; (iii) a base de dados utilizada para o estudo; (iv) o procedimento metodológico, que trata do modelo econométrico empregado para as estimações; (v) a análise dos resultados e a discussão e, por fim, (vi) são apresentadas as principais conclusões do estudo.

## **2. A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) e seus condicionantes socioeconômicos: algumas evidências empíricas**

O debate sobre os determinantes da TMI apresenta ampla discussão que envolve diversas áreas, especialmente a de saúde e de economia aplicada. Atualmente, as discussões e contribuições sobre a temática são bastante instigantes, tendo em vista que diversos estudos demonstram algumas das causas da mortalidade infantil no Brasil. A grande maioria dos estudos analisa a mesma perspectiva: fatores que reduzem a TMI, no entanto, divergem em razão do uso de metodologias e modelos empíricos distintos. Porém, os resultados são semelhantes, o que evidencia que, de fato, tais variáveis são fatores robustos que servem de instrumentos para a promoção de políticas que venham a mitigar a TMI.

Alves e Belluzo (2004) investigaram os fatores determinantes da mortalidade infantil nos municípios brasileiros. Para tanto, utilizaram os dados censitários de 1970 a 2000 e, para alcançar o objetivo do estudo, fizeram uso de um painel dinâmico. Os principais resultados indicaram que saneamento, educação e renda *per capita* contribuíram para o declínio da mortalidade infantil no Brasil no período em questão, sendo o efeito mais forte no longo prazo.

Por sua vez, Aquino, Oliveira e Barreto (2009) analisaram o impacto do Programa Saúde da Família (PSF) na redução da mortalidade infantil para 771 dos 5.561 municípios brasileiros, no período compreendido entre 1996 e 2004. Utilizaram análise multivariada e dados em painel com utilização de modelos de efeitos fixos que controlaram as variáveis demográficas, sociais e econômicas. Os principais resultados revelaram que a política em análise é altamente significativa na redução da TMI.

Buscando avançar nas análises, Garcia e Santana (2011) investigaram a evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil. Para tanto, utilizaram microdados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD) para o período de 1993 a 2008. O procedimento metodológico escolhido para o estudo foi o método de aproximação linear e o Índice de Concentração (IC). Os resultados apontaram que, no período em análise, houve uma acentuada redução das desigualdades na mortalidade infantil e que a escolaridade materna e a renda domiciliar *per capita* influenciaram significativamente nessa redução. Ademais, perceberam que há uma concentração de mortalidade infantil entre mães com baixa escolaridade.

Nishimura e Sampaio (2014) estudaram o efeito do Programa “Pacto pela redução da Mortalidade Infantil - PMI” no Nordeste e na Amazônia Legal. Os dados utilizados para as estimações foram coletados do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) e do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Os autores fizeram uso do método de dados em painel entre 2005 e 2011. Os resultados revelaram que o Pacto pela Redução da

Mortalidade Infantil atingiu seu objetivo ao reduzir significativamente mortes de crianças de 0 a 1 ano de idade, particularmente atingindo grupos que se encontram em regiões de baixa renda e com maiores índices de mortalidade. Concluíram ainda que as condições socioeconômicas são fatores determinantes que contribuem para a redução da taxa de mortalidade infantil.

A literatura mostra que nas últimas décadas houve uma redução significativa da mortalidade infantil no Brasil, no entanto, é preciso avançar para que se tenha uma TMI ainda menor, pois se trata de um indicador que serve para mostrar o quanto um país vem avançando no desenvolvimento humano. Segundo a Organização Mundial da Saúde – OMS (2015), o Brasil foi um dos países que conseguiu alcançar o quarto objetivo do milênio: reduzir a mortalidade infantil. Isso é reflexo da significativa redução de mortes de crianças, pois, em 1990, esse número chegou a ser de 12,7 milhões de óbitos, enquanto, em 2015, foi de 5,9 milhões. Logo, torna-se necessário buscar medidas que reduzam ainda mais essa realidade no país.

### 3. Base de dados

No presente estudo, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) para as unidades federativas, no período de 2001 a 2011. O Quadro 1 traz uma breve descrição das variáveis utilizadas.

**Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas**

Variável	Descrição	Fonte	Sinal esperado
<i>TMI</i>	Ao número de óbitos infantis (menores de 1 ano) por 1.000 nascidos vivos	SIM/DATASUS/Ministério da Saúde	Variável dependente
<i>PSF</i>	À taxa da cobertura do Programa Saúde da Família	IPEADATA	Negativo (-)
<i>GINI</i>	Ao índice de desigualdade de renda	PNAD	Positivo (+)
<i>RENPER</i>	À renda familiar <i>per capita</i> , em reais de 2011	PNAD	Negativo (-)
<i>DOMSAN</i>	Ao percentual das pessoas que vive em domicílios com fossa séptica, <i>proxy</i> para saneamento básico	PNAD	Negativo (-)

Fonte: Elaboração própria.

Inicialmente, foram extraídos os seguintes dados: Taxa de Mortalidade Infantil (TMI); cobertura do Programa Saúde da Família (PSF); Índice de Gini; renda *per capita* familiar; e percentual de domicílios com acesso ao saneamento. Em seguida, esses foram confrontados com a variável dependente. Espera-se uma relação inversa entre a cobertura do PSF, RENPER, e DOMSAN com a TMI; e inversa entre GINI e TMI. A Tabela 1 traz algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

**Tabela 1 – Estatísticas descritivas**

Variáveis	Média	Erro padrão	Mínimo	Máximo
TMI	24,67	5,76	13,13	36,72
PSF	65,62	19,70	10,70	95,72
GINI	0,58	0,03	0,52	0,63
RENPER	402,93	80,23	263,69	601,85
DOMSAN	0,52	0,16	0,13	1,12

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

Nessa perspectiva, tomando por base os valores mínimos e máximos dos dados da Tabela 1, nota-se que os mesmos são heterogêneos, o que remete a uma análise mais particularizada. No entanto, essa apreciação é mais detalhada nos resultados. Como o período da análise compreende os anos de 2001 a 2011, foi calculada a média de cada variável para identificar quais são as unidades da federação responsáveis pelos menores e maiores indicadores.

#### 4. Especificação do modelo econométrico

Como método de análise, foram utilizados dados em painel, técnica que constitui uma combinação de corte transversal com séries temporais. Ou seja, um painel tem observações em duas dimensões, uma espacial e outra temporal. O uso dessa técnica apresenta algumas vantagens, dentre elas: a capacidade de captar a heterogeneidade entre as unidades, o aumento da eficiência das estimativas, além de permitir captar a dinâmica do comportamento das unidades de observação. Todavia, torna-se necessário atentar para os problemas de autocorrelação entre as unidades individuais no mesmo momento de tempo, além da heterocedasticidade (GREENE, 2008).

Neste estudo, a análise dos fatores determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil dos estados brasileiros será feita com base no modelo econométrico a ser estimado, por meio de dados em painel, representado pela Equação 1. Todas as variáveis serão logaritimizadas e, dessa forma, a interpretação dos coeficientes será em termos de elasticidade. Além disso, o uso da função logarítmica reduz os impactos negativos provocados por dados discrepantes (KHANDKER, 2005).

A especificação do modelo consiste em:

$$\text{LogTMI}_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{LogCbrpsf}_{it} + \beta_1 \text{LogGini}_{it} + \beta_2 \text{LogRenper}_{it} + \beta_3 \text{LogSansan}_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Em que  $\text{LogTMI}_{it}$  é o logaritmo da taxa de mortalidade infantil (variável dependente);  $\alpha_i$  refere-se ao parâmetro do intercepto desconhecido para cada indivíduo e representa a heterogeneidade não observada no modelo;  $\beta_0$  a  $\beta_3$  representam os coeficientes angulares a serem estimados;  $\text{LogCbrpsf}_{it}$ ,  $\text{LogGini}_{it}$ ,  $\text{LogRenper}_{it}$ ,  $\text{LogSansan}_{it}$  são as variáveis explicativas (ambas descritas anteriormente – Quadro 1); e  $u_{it}$  é o erro estocástico que, por suposição,  $E(u_{it}/X_i, \alpha_i) = 0$ . O subscrito  $i$  denota  $i = 1, 2, \dots, n$ , para as diferentes unidades observáveis (estados). O subscrito  $t$  representa  $t = 1, 2, \dots, t$ , para o período de tempo que foi analisado (2001–2011).

No tocante ao problema de heterogeneidade não observada, existiriam outros fatores condicionantes que estariam influenciando a variável dependente, mas que não estão sendo levados em consideração no modelo da equação do conjunto de variáveis explicativas, por não serem absolutamente observáveis ou quantificáveis (HSIAO, 2004).

Induzindo o problema da heterogeneidade não observada, quanto à Equação (1), chega-se à seguinte especificação:

$$\text{LogTMI}_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{LogCbrpsf}_{it} + \beta_1 \text{LogGini}_{it} + \beta_2 \text{LogRenper}_{it} + \beta_3 \text{LogSansan}_{it} + c_i + u_{it} \quad (2)$$

Em que  $c_i$  representa a heterogeneidade não observada em cada unidade observacional (no presente caso, cada estado) constante ao longo do tempo. Se a heterogeneidade não observada ( $c_i$ ) apresentar correlação com qualquer variável explicativa e tentar aplicar o modelo tradicional por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), nesse caso, as estimativas serão não só viesadas, como também inconsistentes (WOOLDRIDGE, 2004).

##### 4.1. Efeitos fixos

Dois modelos básicos derivam do modelo (1). Um deles de Efeito Fixo (EF), quando se supõe que os efeitos individuais  $\alpha_i$  podem ser correlacionados com alguma variável explicativa, sendo que a correta estimação dos modelos de efeitos fixos requer o controle dessa correlação. Nesse caso, a

heterogeneidade dos indivíduos é captada pela constante do modelo (GREENE, 2008). A especificação do EF pode ser descrita em (3):

$$\text{LogTMI}_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{LogCbrpsf}_{it} + \beta_1 \text{LogGini}_{it} + \beta_2 \text{LogRenper}_{it} + \beta_3 \text{LogSansan}_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Em que  $\alpha_i$  representa a constante que é diferente para cada indivíduo e capta as diferenças que são invariantes no tempo em análise (2001-2011).

#### 4.2. Efeitos aleatórios

O outro modelo que deriva de (1) é o modelo de Efeitos Aleatórios (EA), quando se assume  $\alpha_i$  como variável aleatória e não correlacionada com as variáveis explicativas, mas, sim, considerando a heterogeneidade dos indivíduos como integrante do termo do erro (GREENE, 2008). Logo, a especificação do modelo do EA é:

$$\text{LogTMI}_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{LogCbrpsf}_{it} + \beta_1 \text{LogGini}_{it} + \beta_2 \text{LogRenper}_{it} + \beta_3 \text{LogSansan}_{it} + (c_i + u_{it}) \quad (4)$$

Em que  $\alpha_i = \alpha + c_i$  e  $c_i$  representam o efeito aleatório individual não observável, ou seja, os modelos de efeitos aleatórios consideram a constante não mais como sendo parâmetro constante, mas como um parâmetro aleatório não observável.

Assim, a principal diferença entre os dois modelos está no fato de que o primeiro considera que as diferenças entre os indivíduos são captadas na parte constante, enquanto que, no modelo de efeitos aleatórios, essas diferenças são captadas no termo de erro.

#### 4.3. Teste de Hausman

A escolha da abordagem entre os dois efeitos (fixo e aleatório) é definida pelo teste de Hausman. Esse procedimento é um teste de especificação de referência para inferir sobre a endogeneidade dos regressores. Podendo ser utilizado em outro contexto, o teste de Hausman procura comparar estatisticamente dois estimadores  $\hat{\beta}_{EF}$  e  $\hat{\beta}_{EA}$  para o mesmo modelo de vetor de parâmetros  $\hat{\beta}$ . Seja  $\hat{\beta}_{EF}$  o vetor de estimativas de efeitos fixos e  $\hat{\beta}_{EA}$  o vetor de estimativas de efeitos aleatórios, sob a hipótese nula de:

$H_0: \hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA} = 0$  (i.e. efeitos aleatórios é válido), a estatística:

$$H = [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}]' [V(\hat{\beta}_{EF}) - V(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}] \quad (5)$$

Possui distribuição  $X^2$  com  $K-1$  graus de liberdade. Se essa estatística exceder o valor tabelado, devem ser utilizados efeitos fixos. Assim sendo, o Teste de Hausman determina qual o modelo adequado para cada estimação. O modelo de efeitos fixos é adequado quando a estatística do teste rejeita a hipótese nula. Não obstante, quando se aceita a hipótese nula, o modelo de efeitos aleatórios é o melhor modelo (HAUSMAN, 1978).

## 5. Resultados e discussão

Nesta seção, inicialmente, será descrito o resumo das variáveis explicativas do estudo, a saber: TMI, PSF, GINI, RENPER e DOMSAN para o período de 2001 a 2011, nas unidades da federação. Esta análise destina-se a mostrar o ordenamento geral das unidades federativas, de acordo com o grau de cada indicador obtido. Logo, foi calculada uma média de todos os indicadores no período em

ênfase, construindo-se, em seguida, o *ranking*. Por fim, realizou-se a análise dos resultados do modelo estimado.

### 5.1. Evidências iniciais

A Tabela 2 revela o *ranking* da taxa de mortalidade infantil por unidade federativa. Nota-se que, no período em ênfase, os estados de Amapá, Pará, Tocantins, Piauí e Bahia foram os estados com maior incidência de óbitos infantis, com uma taxa média de 27,18; 26,30; 26,22; 26,07; e 26,04 respectivamente. Já o estado de Santa Catarina teve a menor taxa para o período (12,77), sucedido pelo Distrito Federal (13,01), Rio Grande do Sul (13,50), São Paulo (13,68) e Paraná (14,41).

Segundo Sardinha (2014), a Organização Mundial da Saúde (OMS) considera que a TMI nos países não deve ser superior a 10 óbitos para cada mil nascidos vivos. Vale destacar que, embora muitas dessas cidades tenham regularidade das informações de registro de óbitos e sejam predominantemente urbanas, há ainda um debate sobre possíveis vieses desse indicador. Apesar disso, a TMI tem reduzido nos últimos anos. Acredita-se que isso tenha sido possível pelo aumento de investimentos, pela melhoria no Sistema Único de Saúde – SUS – e pela ampliação de cobertura da atenção básica. No entanto, tal indicador ainda está acima do valor esperado pela OMS.

**Tabela 2 - *Ranking* da taxa de mortalidade infantil por unidade federativa no período 2001-2011**

Estados	Ranking	Taxa de mortalidade infantil
Amapá	1	27,18
Pará	2	26,30
Tocantins	3	26,22
Piauí	4	26,07
Bahia	5	26,04
Alagoas	6	25,85
Maranhão	7	25,45
Amazonas	8	25,11
Sergipe	9	25,05
Paraíba	10	24,44
Acre	11	23,97
Rondônia	12	23,87
Rio Grande do Norte	13	23,72
Ceará	14	22,83
Pernambuco	15	22,61
Mato Grosso	16	22,51
Roraima	17	20,04
Minas Gerais	18	19,28
Mato Grosso do Sul	19	18,80
Goiás	20	18,08
Rio de Janeiro	21	16,31
Espírito Santo	22	14,65
Paraná	23	14,41
São Paulo	24	13,68
Rio Grande do Sul	25	13,50
Distrito Federal	26	13,01
Santa Catarina	27	12,77

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

A Tabela 3 expõe o *ranking* da cobertura do PSF de todas as unidades da federação entre 2001 e 2011. Nesse período, houve uma maior cobertura do PSF nos estados de Sergipe, Piauí, Paraíba, Tocantins, Alagoas, entre outros. O Distrito Federal foi a unidade federativa com menor cobertura da

execução da política. Acredita-se que a baixa implementação do PSF nessa unidade da federação se deu devido à baixa TMI.

Conforme Macinko, Guanais e Souza (2006), a redução da TMI no Brasil, nos últimos anos, justifica-se pela eficácia do PSF, o qual teve como objetivo reorientar o SUS com base nas ações da atenção primária da saúde. Esse programa foi impulsionado pelo Programa de Agentes Comunitários de Saúde – PACS, desenvolvido em 1991.

**Tabela 3 - Ranking da cobertura do Programa Saúde da Família - PSF por unidade federativa no período 2001–2011**

Estados	Ranking	Cobertura do Programa Saúde da Família
Sergipe	1	83,76
Piauí	2	80,89
Paraíba	3	75,94
Tocantins	4	72,54
Alagoas	5	68,73
Ceará	6	65,91
Roraima	7	59,83
Pernambuco	8	59,47
Rio Grande do Norte	9	59,06
Santa Catarina	10	58,90
Maranhão	11	57,70
Mato Grosso	12	55,71
Minas Gerais	13	53,03
Goiás	14	49,19
Acre	15	48,84
Paraná	16	44,94
Mato Grosso do Sul	17	43,58
Espírito Santo	18	41,66
Amazonas	19	41,13
Amapá	20	39,75
Bahia	21	39,10
Rondônia	22	32,78
Pará	23	27,64
Rio Grande do Sul	24	23,72
São Paulo	25	21,46
Rio de Janeiro	26	19,53
Distrito Federal	27	8,77

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

Por sua vez, a Tabela 4 traz o *ranking* do Índice de Gini por unidade federativa no corte temporal de 2001 a 2011. Como é possível observar, o Distrito Federal é a unidade da federação com maior desigualdade de renda para o período, seguido do Acre, Piauí, Alagoas e Paraíba. No entanto, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, São Paulo, Paraná, Goiás, dentre outros, são os estados com menor desigualdade de renda para o período.

De acordo com Barros *et al.* (2007), a partir de 2001, o processo de redução da desigualdade de renda no Brasil foi algo marcante. Embora tenha alcançado uma acentuada redução nos últimos anos, essa desigualdade ainda é considerada elevada. Para alcançar a média dos países com um mesmo grau de desenvolvimento observado no Brasil, seriam ainda necessários mais de vinte anos. Ainda conforme o autor, nesse mesmo período, houve um aumento na renda *per capita* no Brasil.



**Tabela 4 - Ranking do Índice de Gini por unidade federativa no período 2001–2011**

Estados	Ranking	Índice de Gini
Distrito Federal	1	0,62
Acre	2	0,60
Piauí	3	0,59
Alagoas	4	0,59
Paraíba	5	0,59
Pernambuco	6	0,59
Rio Grande do Norte	7	0,58
Bahia	8	0,57
Maranhão	9	0,57
Sergipe	10	0,57
Ceará	11	0,57
Roraima	12	0,56
Tocantins	13	0,55
Amazonas	14	0,55
Rio de Janeiro	15	0,55
Pará	16	0,54
Mato Grosso do Sul	17	0,54
Espírito Santo	18	0,54
Amapá	19	0,53
Rondônia	20	0,53
Mato Grosso	21	0,53
Minas Gerais	22	0,53
Goiás	23	0,53
Paraná	24	0,52
São Paulo	25	0,52
Rio Grande do Sul	26	0,52
Santa Catarina	27	0,47

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

Na Tabela 5, é possível verificar o *ranking* da renda *per capita* por unidade federativa para o período de 2001 – 2011. Conforme os dados, as unidades da federação com maior renda *per capita* foram Distrito Federal, São Paulo, Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Ademais, os estados nordestinos apresentam os mais baixos níveis de renda, principalmente Maranhão, Alagoas, Piauí, Ceará, Bahia e Pernambuco.

**Tabela 5 - Ranking da renda *per capita* por unidade federativa no período 2001–2011**

Estados	Ranking	<i>continua</i>
		Renda <i>per capita</i> familiar
Distrito Federal	1	1358,81
São Paulo	2	909,91
Rio de Janeiro	3	890,86
Santa Catarina	4	874,04
Rio Grande do Sul	5	825,56
Paraná	6	781,65
Mato Grosso do Sul	7	705,39
Espírito Santo	8	672,26
Mato Grosso	9	662,72
Goiás	10	661,53
Minas Gerais	11	644,26
Rondônia	12	573,12
Acre	13	544,04
Roraima	14	508,70
Amapá	15	490,83

**Tabela 5 - Ranking da renda per capita por unidade federativa no período 2001–2011**

		<i>Conclusão</i>
Tocantins	16	490,82
Rio Grande do Norte	17	460,00
Sergipe	18	459,48
Amazonas	19	451,5
Paraíba	20	432,43
Pará	21	427,80
Pernambuco	22	410,53
Bahia	23	409,99
Ceará	24	389,73
Piauí	25	385,18
Alagoas	26	349,56
Maranhão	27	329,96

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

Por fim, a Tabela 6 traz o *ranking* dos domicílios com acesso a saneamento por unidade federativa, no período de 2001 – 2011. Os dados revelam que o Distrito Federal, São Paulo, Rio de Janeiro, Santa Catarina e Roraima são as unidades federativas que apresentam melhor condição no de saneamento básico. No entanto, o mesmo não ocorre em Alagoas. Conforme o estudo pregresso de Leoneti, Prado e Oliveira (2011), o Brasil tem um grande déficit de acesso a saneamento, principalmente em relação à coleta e ao tratamento de esgoto. Saiani (2007) argumenta que o déficit do saneamento brasileiro está intimamente relacionado com o nível de renda da população.

**Tabela 6 - Ranking dos domicílios com acesso a saneamento por unidade federativa no período 2001–2011**

Estados	Ranking	Saneamento básico
Distrito Federal	1	0,99
São Paulo	2	0,96
Rio de Janeiro	3	0,92
Santa Catarina	4	0,87
Roraima	5	0,83
Rio Grande do Sul	6	0,82
Minas Gerais	7	0,79
Espírito Santo	8	0,76
Sergipe	9	0,73
Paraná	10	0,72
Amazonas	11	0,61
Piauí	12	0,57
Pará	13	0,56
Rio Grande do Norte	14	0,55
Paraíba	15	0,54
Bahia	16	0,53
Maranhão	17	0,50
Rondônia	18	0,48
Acre	19	0,48
Amapá	20	0,46
Pernambuco	21	0,46
Ceará	22	0,45
Goiás	23	0,41
Mato Grosso	24	0,39
Alagoas	25	0,30
Tocantins	26	0,26
Mato Grosso do Sul	27	0,23

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

## 5.2. Estimativas do modelo

Por fim, a Tabela 7 exibe os resultados estimados do modelo (2), o qual leva em consideração um conjunto dos possíveis fatores determinantes da taxa de mortalidade infantil do Brasil, entre 2001 e 2011. Todas as variáveis foram transformadas em logaritmo natural. O uso de logaritmo pode aliviar ou até eliminar problemas de heterocedasticidade, ademais, as estimativas ficam menos sensíveis a observações desiguais (WOOLDRIDGE, 2004). Após a estimação do modelo (2) e feito o teste de Hausman, este sugere que o melhor modelo a ser analisado é o de efeito aleatório, ou seja, a heterogeneidade não observada não permanece constante no decorrer do tempo, ela varia.

**Tabela 7 – Estimativas do modelo Dados em Painel por unidade federativa no período 2001 - 2011**

Estimadores	(Efeito fixo)	(Efeito aleatório)**
<i>Constante <math>\alpha</math></i>	7,83* (0,31)	7,68* (0,26)
<i>Cbrpsf</i>	-0,08* (0,03)	-0,09* (0,02)
<i>Gini</i>	0,81* (0,17)	0,73* (0,15)
<i>Renper</i>	-0,65* (0,05)	-0,63* (0,04)
<i>Sansan</i>	-0,14* (0,03)	-0,15* (0,03)
<i>R<sup>2</sup></i>	0,7668	0,7665
<i>N</i>	297	297
<i>Test Hausman Chic<sup>2</sup></i>	1,96<5%	

Nota: (i) Os valores entre parênteses são os desvios padrão; (ii) \*Indica nível de significância de 1%; (iii) \*\*Modelo analisado (Efeito Aleatório).

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados ainda fornecem evidências sugestivas: todos os coeficientes foram estaticamente significativos a 1%, além do mais, exibiram os sinais esperados; foram plausíveis com os estudos progressos; e a desigualdade de renda foi o estimador que apresentou maior valor entre os demais. Esse resultado evidencia que há uma relação direta entre a desigualdade de renda e a taxa de mortalidade infantil.

Nesse contexto e com base nas estimativas da cobertura do Programa da Saúde da Família, a elevação de 1% nesta provocaria uma redução de -0,09 na TMI (Tabela 7). Diante disso, como já destacado em estudos progressos, entre eles, Aquino, Oliveira e Barreto (2009), Almeida e Szwarcwald (2012) e Lourenço *et al.* (2014), foi possível confirmar que o aumento da cobertura da atenção básica de saúde é relevante para o arrefecimento da mortalidade infantil no Brasil.

A justificativa para essa possível redução se dá pela própria dinâmica do Programa Saúde da Família – PSF, uma vez que há uma equipe multiprofissional a qual auxilia no acompanhamento frequente das pessoas e na busca da satisfação da saúde. Por sua vez, assume o compromisso de prestar assistência integral às famílias na unidade de saúde e nos domicílios (OLIVEIRA; SPIRI, 2006). Segundo Aquino, Oliveira e Barreto (2009), após a implantação da política, houve uma redução constante da TMI. Isso se deu pelo fato de o PSF incluir um vasto conjunto de ações (promoção do aleitamento materno, pré-natal, neonatal e a prevenção e tratamento das doenças prevalentes na infância) identificadas como intervenções eficazes em saúde para reduzir a TMI.

Assim como outros estudos precedentes, as evidências do Gini revelam que este indicador é um dos principais condicionantes para alcançar as metas da queda dos óbitos infantis no Brasil, tão esperada pela OMS. Em outras palavras, uma possível redução da desigualdade de renda tem impacto direto na queda da mortalidade infantil e o aumento da renda implica no acréscimo da TMI (Tabela 7). Conforme estudos de Silva (2015), Campelo (2013), Paixão e Ferreira (2012), Wilkinson e Pickett

(2006) e Marmot (2002), esse fator é essencial, pois, por meio da distribuição de renda, é possível melhorar o acesso às condições de saúde, educação, saneamento, dentre outros fatores. Além disso, a queda da concentração de renda contribui para o desenvolvimento do país.

Ademais, o aumento da renda *per capita* tem impacto positivamente para a queda da TMI (Tabela 7). Em outras palavras, um aumento de 1% da renda *per capita* causa uma possível redução de 0,62% na TMI. Vale ressaltar que a variável renda *per capita* foi utilizada para demonstrar que a pobreza familiar é um dos fatores condicionantes da TMI, o que pode ser confirmado na análise de países com menor renda *per capita* (WORLD BANK, 2015). No entanto, essa análise leva em conta apenas a privação de renda (pobreza unidimensional). Porém, acredita-se que a pobreza multidimensional contribui para o aumento da TMI. Logo, reduzir a pobreza traz contribuições para o decréscimo da mortalidade infantil, uma vez que as famílias passaram a ter a um padrão de vida melhor.

Por fim, no que tange ao acesso ao saneamento básico, nota-se que o aumento do acesso a ele tem efeito na redução da TMI (Tabela 7). A variável “saneamento básico” capta os domicílios que possuem saneamento sanitário, ou seja, mostra as condições sanitárias da população. Conforme Mendonça e Motta (2007), a privação de saneamento básico compromete a qualidade de saúde, e esta realidade é mais presente em famílias de baixa renda. Desse modo, é preciso promover políticas públicas que expandam o acesso ao saneamento básico em geral, para promover uma melhora na qualidade de vida das famílias e do seu *status* de saúde.

Resumidamente, os resultados desta pesquisa mostraram que os fatores socioeconômicos são determinantes para a redução da TMI. No entanto, a desigualdade de renda produz um efeito contrário a essa realidade. Dessa forma, tais dados servem para auxiliar o processo de elaboração de políticas públicas de combate da redução da TMI, haja vista que apresentaram maior impacto na análise (efeito aleatório).

Embora existam muitos estudos sobre a referente temática, ainda se nota certa escassez quando se busca analisar a realidade da TMI por países, regiões, estado e municípios, no entanto, têm-se alguns que corroboram com o presente trabalho. Em nível internacional, existem alguns que contêm semelhanças com a presente análise: Lisa, Flore e Sandrine (2013) analisaram quais os possíveis fatores da redução da TMI em cem países em desenvolvimento e utilizaram também o método de dados em painel. Concluíram que a renda *per capita* e o saneamento básico são elementos-chave para a redução da mortalidade infantil, corroborando com Arrow (1963) e Galiani *et al.* (2005), que também concluíram que acesso à água, melhoria na renda e saneamento são os principais redutores da mortalidade infantil.

Em nível nacional, têm-se alguns estudos recentes como Sousa e Leite Filho (2008), que buscaram evidências para explicar a redução da mortalidade infantil na região Nordeste, nos anos de 1991 e 2000, utilizando a mesma metodologia do presente estudo. Chegaram à conclusão de que o aumento da renda, acesso à água potável, maior acesso à educação e redução da taxa de fecundidade são significantes no processo de redução dos óbitos infantis para os municípios nordestinos.

Garcia e Santana (2011) investigaram quais os condicionantes da redução da mortalidade infantil no Brasil, no período compreendido entre 1993 e 2008. Para tanto, utilizaram o índice de concentração e concluíram que a renda *per capita* e a escolaridade materna foram elementos-chave para o decréscimo da TMI nesse período.

Portanto, percebe-se que as evidências internacionais e nacionais corroboram com a presente pesquisa, pois apresentam semelhanças em suas variáveis, mudando apenas o período de análise e o impacto. Isso revela ainda que as estimações deste estudo são robustas, pois acompanham a tendência da abordagem teórica que trata da situação dos óbitos infantis no Brasil. Porém, em virtude de a presente análise compreender um período maior e recente, acredita-se que esta possivelmente contribua com maiores resultados sobre como se encontra a dinâmica da mortalidade infantil no Brasil.

## 6. Considerações finais

O objetivo deste artigo foi mensurar e analisar os fatores condicionantes da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) nos estados brasileiros entre 2001 e 2011. A metodologia empregada consistiu na estimação de uma equação linear, na qual a variação da redução da TMI é explicada por características socioeconômicas, tais como: cobertura do Programa Saúde da Família, desigualdade de renda, renda *per capita* e domicílios com acesso à condição de saneamento para um painel de dados com 26 estados do Brasil, mais o Distrito Federal.

Pôde-se perceber que a taxa média da mortalidade infantil entre os estados brasileiros no período em estudo ainda é muito alta, mesmo o governo atuando por meio de políticas que reduzem o problema, como, por exemplo, o Programa Saúde da Família. Os dados revelaram que a TMI é mais elevada nos estados que pertencem às regiões mais pobres do país: Norte e Nordeste. Embora não se tenha feito nenhuma correlação para testar tal hipótese, há consenso na literatura de que os baixos níveis socioeconômicos provocam efeitos positivos na TMI, sendo que esta taxa é mais alta nos estados nordestinos.

Revela que há ainda uma desigualdade de renda muito grande no país, uma vez que as disparidades em termos de renda e saneamento são muito elevadas, mesmo sabendo que nos últimos anos houve uma redução da pobreza e da desigualdade de renda no país. No entanto, nota-se que, além de expandir o acesso à saúde, torna-se pertinente e relevante promover uma redução da desigualdade de renda entre as regiões, estados e municípios, pois esta tem impacto muito significativo no acréscimo a mortalidade na infância.

Dessa forma, acredita-se que uma possível forma para se minimizar ou mitigar no curto, médio e longo prazo é uma ação mais eficaz e conjunta de estados e municípios por meio dos mecanismos de gestão de saúde: secretarias, conselhos, fundos de saúde e todos os demais meios. Além disso, é preciso que o governo, como gestor público, promova políticas públicas de redistribuição de renda que sejam mais eficazes na redução da desigualdade de renda e que estas sejam prioridades para aqueles estados que apresentam uma trajetória inercial de disparidades socioeconômicas no decorrer dos anos no país.

As evidências deste estudo contribuem para o debate sobre as tendências futuras da TMI nos estados brasileiros. Os resultados indicam que, à medida que há aumentos de investimentos no PSF e em políticas públicas e/ou programas que reduzam a desigualdade de renda e que aumentem a renda *per capita* e expandam o saneamento, a TMI reduz de forma altamente significativa.

Portanto, os resultados desta pesquisa podem ser utilizados para o planejamento e/ou formulação de políticas públicas voltadas para o desenvolvimento e crescimento socioeconômico como estratégia de redução da TMI, uma vez detectados os fatores determinantes da TMI.

Cabe ainda ressaltar que outros fatores devem ser considerados na análise para futuros trabalhos como, por exemplo, nos municípios brasileiros no mesmo período do presente estudo, e/ou por regiões e, por fim, nos municípios de cada Estado. Outra proposta é uma análise semelhante com base no Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), tendo em vista que esse indicador reflete o desenvolvimento da população nas condições de renda, saúde e educação. Ademais, poderá também ser realizado um estudo para verificar se, nos municípios onde existem os mecanismos municipais de gestão da saúde, há uma menor taxa de mortalidade infantil, além de analisar o impacto da pobreza multidimensional no comportamento da TMI.

## Referências

ALMEIDA, W. da S. de; SZWARCOWALD, C. L. Mortalidade infantil e acesso geográfico ao parto nos municípios brasileiros. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 46, n. 1, p. 1-8, 2012.

ALVES, D.; BELLUZZO, W. Child Health and Infant Mortality in Brazil. *Economics & Human Biology*, v. 2, n. 3, p. 391-410, 2004.

- AQUINO, R.; OLIVEIRA, N. F. de; BARRETO, M. L. Impact of the Family Health Program on Infant Mortality in Brazilian Municipalities. *American Journal of Public Health*, v. 99, n. 1, p. 87-93, 2009.
- ARROW, K. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*, v. 53, n. 5, p. 942-973, 1963.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. *Determinantes imediatos da queda da desigualdade de renda brasileira*. Rio de Janeiro. IPEA, Brasília, 2007. (Texto para Discussão, n. 1253)
- CAMPELO, G. L. *Três Perspectivas sobre a Pobreza no Brasil: Armadilha da Pobreza Nutricional, infraestrutura e pobreza, subnutrição e mortalidade infantil*. 2013. 101 f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2013.
- DATASUS - Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde. *Indicadores de Saúde*. Disponível em: <<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php>>. Acesso em: 20 mar. 2015.
- GALIANI, S.; GERTLER, P.; SCHARGRODSKY, E. Water for life: the impact of the privatization of water supply on child mortality. *Journal of Political Economy*, v. 113, n. 1, p. 83-120, 2005.
- GARCIA, L. P.; SANTANA, L. R. Evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil, 1993-2008. *Ciência e Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 16, n. 9, p. 83-120, 2011.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 6<sup>th</sup> ed. Ney Jersey: Prentice-Hall, 2008. 1178 p.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.
- HSIAO, C. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press, 2004.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa nacional por amostra de domicílios 2001 a 2011*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 20 fev. 2016.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Mortalidade até cinco anos de idade (por mil nascidos vivos)*. 2015. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 20 fev. 2015.
- KHANDKER, S. Microfinance and poverty: evidence using panel data from Bangladesh. *World Bank Economic Review*, v. 19, n. 2, p. 263-286, 2005.
- LEONETI, A. B.; PRADO, E. L.; OLIVEIRA, S. V. W. B. Saneamento básico no Brasil: considerações sobre investimentos e sustentabilidade para o século XXI. *Revista de Administração Pública*, v. 45, n. 2, p. 331-348, 2011.
- LISA, C.; FLORE, G.; SANDRINE M. S. Aid, Remittances, Medical Brain Drain and Child Mortality: Evidence Using Inter and Intra-Country Data. *The Journal of Development Studies*, v. 49, n. 6, p. 801-818, 2013.
- LOURENÇO, E. do C.; GUERRA, L. M.; TUON, R. A.; SILVA, S. M. C. V.; AMBROSANO, G. M. B.; CORRENTE, J. E.; CORTELLAZZI, K. L.; VAZQUEZ, F. de L.; MENEGHIM, M. de C.; PERREIRA, A. C. Variáveis de impacto na queda da mortalidade infantil no Estado de São Paulo, Brasil, no período de 1998 a 2008. *Ciência Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 19, n. 7 p. 2055-2062, 2014.

- MACINKO, J.; GUANAIS, F. C.; SOUZA, M. F. M. An evaluation of impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. *Journal of Epidemiology & Community Health*, v. 60, n. 1, p. 13-19, 2006.
- MARMOT, M. The influence of income on health: views of an epidemiologist. *Health Affairs*, v. 21, n. 2, p. 31-46, 2002.
- MENDONÇA, M. J. C. de; MOTTA, R. S. da. *Saúde e Saneamento no Brasil*. Rio de Janeiro. IPEA, Brasília, 2007. (Texto para Discussão, n. 1081)
- MONTEIRO, C. A.; SZARFARC, S. C. Estudo das condições de saúde das crianças no município de São Paulo, SP, 1984-1985. *Revista de Saúde Pública*, v. 21, n. 3, p. 255-260, 1987.
- NISHIMURA, F. N.; SAMPAIO, B. R. Efeito do Programa “Pacto pela redução da Mortalidade Infantil” no Nordeste e na Amazônia Legal. In: *Anais do XLII Encontro Nacional de Economia* 42, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia ANPEC – 2014, Natal, RN, 2014.
- OLIVEIRA, E. M.; SPIRI, W. C. Programa Saúde da Família – PSF: a experiência da equipe multiprofissional. *Revista de Saúde Pública*, v. 40, n. 4, p. 727-733, 2006.
- OMS – Organização Mundial da Saúde. *Relatório 2015 Níveis e Tendências da Mortalidade Infantil*. 2015. Disponível em: <<http://www.childmortality.org/>>. Acesso em: 10 mar. 2016.
- PAIXÃO, A. N.; FERREIRA, T. Determinantes da mortalidade infantil no Brasil. *Informe GEPEC*, v. 16, n. 2, p. 6-20, 2012.
- PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Objetivos do Desenvolvimento Sustentável – ODM*. 2016. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/ods.aspx>>. Acesso em: 15 mai. 2016.
- SAIANI, C. C. S. *Restrições à expansão dos investimentos em saneamento básico no Brasil: déficit de acesso e desempenho dos prestadores*. 2007. 315 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2007.
- SARDINHA, L. M. V. *Mortalidade infantil e fatores associados à atenção à saúde: estudo caso-controlado no Distrito Federal (2007-2010)*. 2014. 168 f. Tese (Doutorado em Medicina) – Universidade de Brasília, Faculdade de Medicina, Programa de Pós-Graduação em Medicina, Brasília, 2014.
- SILVA, A. F. da. *Ensaio sobre a pobreza no Brasil*. 2015. 96 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará (UFC), Fortaleza, 2015.
- SILVA, V. L. C.; SANTOS, I. S.; MEDRONHA, N. S.; MATIJASEVICH, A. Mortalidade infantil na cidade de Pelotas, estado do Rio Grande do Sul, Brasil, no período 2005-2008: uso da investigação de óbitos na análise das causas evitáveis. *Revista Epidemiologia e Serviços em Saúde*, v. 21, n. 2, p. 265-274, 2012.
- SOUSA, T. R. V.; LEITE FILHO, P. A. M. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. *Revista de Saúde Pública*, v. 42, n. 5, p. 796-804, 2008.
- WILKINSON, R. G.; PICKETT, K. E. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. *Social Science & Medicine*, v. 62, n. 7, p. 1768-1784, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory econometrics. A Modern Approach*, 2ed. 2004.

WORLD BANK. *Relatório de Monitoramento Global de 2015/2016. 2015*. Disponível em: <<http://pubdocs.worldbank.org/pubdocs/publicdoc/2015/10/919011444230139793/GMR-Overview-and-Exec-Summary-Portuguese.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2015.

YUNES, J; RONCHEZEVEL, V.S.C. Evolução da mortalidade geral, infantil e proporcional no Brasil. *Revista de Saúde Pública*, v. 8, p. 3-48, 1974.