

**DESIGUALDADES SOCIOECONÔMICAS: UMA ANÁLISE SOBRE OS
DETERMINANTES DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS MUNICÍPIOS
BRASILEIROS***

Valéria Andrade Silva

Mestra em Economia pelo Programa Acadêmico de Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal de Sergipe (UFS)
E-mail: valeria.andrade81@hotmail.com

Fábio Rodrigues de Moura

Doutor em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ) da
Universidade de São Paulo (USP)
E-mail: fabiromoura@gmail.com

Fernanda Esperidião

Doutora em Desenvolvimento Econômico pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento
Econômico (PPGDE) da Universidade Federal do Paraná (UFPR). Professora Associada no Departamento de
Economia e no Programa Acadêmico de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe
(UFS). Pesquisadora do Laboratório de Economia Aplicada e Desenvolvimento Regional (LEADER)
E-mail: fernandaesperidiao.ufs@gmail.com

Caio Henrique Mota Silva Baptista

Mestre em Economia pelo Programa Acadêmico de Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal de Sergipe (UFS)
E-mail: caiohbaptista100@gmail.com

RESUMO: Este estudo tem por objetivo investigar os principais determinantes socioeconômicos da taxa de mortalidade infantil (TMI) nos municípios brasileiros para os períodos censitários de 1991, 2000 e 2010. Para tanto, foram utilizadas quatro metodologias, sendo três metodologias econométricas: modelo Linear de Dados em Painel, modelo de Poisson em Dados em Painel e modelo de Regressão Quantílica em Dados em Painel. A quarta metodologia utilizada é a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), a fim de observar a distribuição da taxa de mortalidade infantil e sua correlação espacial. Quanto aos resultados econométricos, eles mostram que tanto no painel linear quanto nos modelos Poisson e na Regressão Quantílica com efeitos fixos, as variáveis socioeconômicas apresentaram influência na determinação da mortalidade infantil, mostrando-se relevantes para a melhoria do *status* de saúde da população brasileira. Porém, a renda apresenta um efeito mais persistente sobre os óbitos infantis se comparada às variáveis educacionais e à fecundidade nos municípios brasileiros. Para a análise exploratória de dados espaciais (AEDE), o índice global mostrou que há evidências de autocorrelação espacial positiva, indicando que os municípios que possuem alta (baixa) TMI estão circundados por municípios que possuem alta (baixa) TMI, revelando assim um efeito de contágio ou transbordamento da TMI.

Palavras-chave: Desigualdades socioeconômicas; Taxa de mortalidade infantil; Saúde.

Classificação JEL: I12; C21; C23.

SOCIOECONOMIC INEQUALITIES: AN ANALYSIS OF THE DETERMINANTS OF INFANT MORTALITY RATE IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES

ABSTRACT: This study investigated the main socioeconomic determinants of infant mortality rates (IMR) in Brazilian municipalities for the 1991, 2000 and 2010 census periods. As such, four methodologies were applied. Of which, three econometric methodologies were tested: Linear Data Model in Panel, Poisson model in Panel Data and Quantum Regression model in Panel Data. The fourth methodology tested was the Exploratory Analysis of Spatial Data (AEDE) in order to observe the distribution of the infant mortality rates and its spatial correlation. As for the three econometric results (the linear panel, the Poisson models, and the quantized regression with fixed effects) each identified that socioeconomic variables had an influence on the determination of infant mortality rates, this is relevant for the improvement of the health status of the Brazilian population. Results revealed, however, that income has a more persistent effect on infant deaths and fecundity compared to educational variables in Brazilian municipalities. For the exploratory spatial data analysis (AEDE), the overall index showed that there is evidence of positive spatial autocorrelation, indicating that municipalities with high (low) IMR are surrounded by municipalities that have a high (low) IMR, thus revealing a contagion effect or overflow of IMRs.

Keywords: Socioeconomic inequalities; Infant mortality rates; Health.

JEL Codes: I12; C21; C23.

1. Introdução

As desigualdades socioeconômicas de uma determinada região, sobretudo das menos favorecidas, podem contribuir diretamente para o aumento da taxa de mortalidade infantil. Diversos estudos têm mostrado uma relação significativa entre os fatores socioeconômicos, além dos ambientais e da mortalidade infantil (LAURENT et al., 2005; WAGSTAFF, 2000; BOING; BOING, 2008; LEAL et al., 2017, entre outros).

A taxa de mortalidade infantil é computada com base no número de óbitos de crianças com até um ano de idade para cada 1000 (mil) nascidas vivas. O indicador estima o risco de as crianças nascidas vivas morrerem até completarem um ano de idade. Como as crianças nessa faixa etária são mais sensíveis ao ambiente em que vivem, a taxa de mortalidade infantil possui relação direta com as condições socioeconômicas locais, refletindo o nível geral de saúde da população. Por esse motivo, configura-se em um dos indicadores mais importantes utilizados por órgãos internacionais para avaliar o nível de desenvolvimento dos países e das regiões e para monitorar a redução das desigualdades em saúde e das iniquidades sociais em diferentes grupos (MONTEIRO; SCHMITZ, 2007; VERMELHO et al., 2002).¹

A redução da taxa de mortalidade infantil depende diretamente tanto de mudanças estruturais, por meio da melhoria das condições de vida da população, como também de políticas públicas voltadas para expansão e melhoria no acesso a serviços de saúde. Sua determinação, então, estaria ligada a um processo multicausal, em que as condições socioeconômicas são relevantes no processo saúde-doença (ROSE, 2001).

No Brasil, observam-se diferenciais entre as regiões no que diz respeito à qualidade de vida: as regiões que possuem grupos populacionais mais vulneráveis apresentam desvantagem em relação às que possuem grupos mais favorecidos; e essas disparidades podem ser percebidas por meio da taxa de mortalidade infantil (DUARTE, 2007; ALMEIDA 2012; TRAVASSOS et al., 2000). Ainda que o indicador tenha apresentado declínio ao longo das últimas décadas, a redução se deu de forma

¹ As desigualdades em saúde diferem das iniquidades sociais. No primeiro caso, são observados os efeitos das vantagens e desvantagens sobre o acesso a serviços de saúde entre os grupos populacionais. Já as iniquidades sociais referem-se às injustiças sociais, que colocam os grupos menos favorecidos em situação de discriminação, mas que podem ser dirimidas. (BRAVEMAN, 2006)

desigual entre os municípios (RIBEIRO et al., 2004; MONTEIRO; SCHMITZ, 2007; ALVES; BELLUZO, 2004; WAGSTAFF, 2000).

Segundo o Atlas do Desenvolvimento Humano do Programa das Nações Unidas (PNUD, 2013), de 1991 a 2010, houve redução de cerca de 58,94% na taxa de mortalidade infantil no Brasil, o que tem sido relacionado às condições socioeconômicas mais favoráveis em determinadas regiões. O Sul e o Sudeste apresentaram a redução mais significativa no número de óbitos infantis, enquanto as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentaram, relativamente, maiores taxas de mortalidade infantil (SZWARCOWAL et al., 1997; BOING; BOING, 2008). Não obstante, existe um diferencial significativo intrarregional, de forma que alguns municípios das regiões Sul e Sudeste apresentaram também altos números de óbitos infantis.

Em geral, regiões que possuem um menor nível de desenvolvimento humano, pautado pela necessidade de qualidade de vida e bem-estar social, apresentam altas taxas de mortalidade infantil (SEN, 2000). Ademais, Mackenbach e Kunst (1997) e Szwarcowal et al. (1997) afirmam que há fortes evidências de que populações que vivem em situação de desigualdade possuem menores condições de saúde, ou seja, apresentam alto nível de mortalidade, e que essa situação reforça ainda mais as desigualdades em saúde.

Entre os estudos que analisam os determinantes da taxa de mortalidade infantil, Shimakura et al. (2001) evidenciaram a relevância do processo de desenvolvimento regional no Brasil na determinação do risco de mortalidade infantil. Da mesma forma, foi verificado por Hernandez et al. (2011) e Goldani et al. (2001) que os óbitos infantis estão associados intrinsecamente às desigualdades socioeconômicas.

Em contrapartida, Maia et al. (2012) e Lansky et al. (2014) encontraram como principais determinantes do número de mortes infantis fatores biológicos, sendo um deles o baixo peso ao nascer. Calling et al. (2011), em seu estudo para a Suécia, encontraram que a mortalidade infantil é influenciada por aspectos sociodemográficos: o aumento dos óbitos estaria associado a fatores como residência no meio rural, estado civil e escolaridade materna.

Por sua vez, Maydana et al. (2009), ao analisar os determinantes da taxa de mortalidade infantil nos municípios da Bolívia, observaram que os municípios que apresentaram alta taxa também apresentaram baixo nível socioeconômico, de forma que a educação, o saneamento e a condição de moradia foram os fatores que se mostraram com maior influência.

As melhorias observadas nos determinantes socioeconômicos nos últimos anos, como a redução da pobreza, o aumento do acesso a serviços de saúde, o aumento da escolaridade e, sobretudo, a expansão, ainda que tímida, do acesso aos serviços de saneamento básico, têm impactado em uma redução nos níveis de mortalidade infantil no Brasil (SZWARCOWALD et al., 1997).

Dadas as disparidades regionais e os diferenciais de saúde no país, faz-se necessário aprofundar a discussão sobre os possíveis determinantes da taxa de mortalidade infantil a um nível mais baixo de agregação. Com base na teoria dos determinantes da mortalidade infantil e da demanda por saúde, o presente estudo tem por objetivo investigar os principais fatores socioeconômicos que influenciam a taxa de mortalidade infantil (TMI) nos municípios brasileiros para os períodos censitários de 1991, 2000 e 2010. A estrutura teórica que fundamenta a análise aponta as dimensões socioeconômica e ambiental como importantes para a análise das desigualdades em saúde, uma vez que permitem a identificação de diferenças no acesso a serviços básicos (KNUST et al., 1995; CHANDOLA, 2000).

O desenho amostral da pesquisa inclui dados de todos os municípios brasileiros para os anos censitários de 1991, 2000 e 2010. A análise espacial foi utilizada apenas para a análise descritiva, com a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para observar a distribuição da taxa de mortalidade infantil e a correlação espacial entre os vizinhos (possível espalhamento da taxa de mortalidade). Mais especificamente, foram utilizados: índice de Moran global univariado, diagrama de dispersão de Moran e índice de Moran local univariado. Na análise econométrica, realiza-se a estimação de três modelos econométricos em dados em painel, modelo linear, Poisson e Quantílica, com o objetivo de avaliar o efeito do conjunto selecionado de covariáveis sobre a taxa de mortalidade

infantil na hipótese de heterogeneidade dos efeitos ao longo dos quantis condicionais da resposta, bem como na hipótese dos óbitos infantis como dados de contagem.

Além desta introdução, o estudo está dividido em mais três seções. Na segunda seção, são apresentados os dados e a especificação do modelo. Na terceira seção, são apresentados os resultados e discussão. Em seguida, são apresentadas as considerações finais.

2. Modelo econômico de demanda por saúde e a mortalidade infantil

Uma das bases teóricas que tratam dos determinantes do estado de saúde é fundamentada no modelo de Grossman (1972a, 1972b), que aborda, por meio da teoria da produção familiar e do capital humano, questões como a demanda por cuidados de saúde. Sua inquietação para com as teorias de alocação do tempo se deu pelo fato de que a busca pela saúde pode ser entendida como um investimento em capital humano que difere da educação ou do treinamento, por exemplo, principalmente por dois motivos: i) enquanto o investimento em educação e treinamento permite elevar a produtividade do indivíduo tanto no mercado quanto fora dele, o estado de saúde afeta o tempo que o indivíduo pode despende no mercado de trabalho (afetando sua remuneração) ou fora dele (afetando o seu bem-estar); ii) o que eleva à utilidade do indivíduo não é o consumo de serviços de saúde em si (além de outras commodities), mas uma melhoria no seu estado de saúde (os indivíduos buscam, na realidade, uma “boa saúde”). Evidentemente, a boa saúde depende também dos serviços médicos demandados (GROSSMAN, 1972b).

Seja a utilidade intertemporal do consumidor dada por:

$$U = U(\Phi_0 H_0, \dots, \Phi_n H_n, M_t, Z_0, \dots, Z_n), t = 0, 1, \dots, n, \quad (1)$$

onde H_0 é o estoque de saúde inicial do indivíduo, Φ_t mede o fluxo de serviços por unidade de saúde ($\Phi_t H_t$ pode ser entendido como a quantidade de dias saudáveis em um determinado período) e Z_t é um agregado de *commodities* de produção familiar. O tempo de vida do indivíduo, n , é endógeno e depende da sequência H_t , e a morte ocorre quando $H_t = H_{\min}$.

O indivíduo maximiza sua utilidade sujeita ao investimento em saúde, à produção familiar de *commodities* e à restrição orçamentária em valor presente. A equação de movimento do estoque de saúde (visto como um estoque de capital durável) assume a forma:

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

onde I_t é o investimento em saúde e δ_t é a taxa de depreciação, a qual varia com a idade e possivelmente com outros fatores ambientais. As decisões que os indivíduos tomam irão afetar o seu estoque de saúde em qualquer período, uma vez que os agentes nascem com um determinado estoque de saúde que se deprecia ao longo do tempo. Os indivíduos podem investir em sua saúde por meio de cuidados médicos, dieta, tempo, habitação e exercícios físicos, por exemplo, mas esse estoque também está relacionado a variáveis ambientais e educacionais.

As funções de produção familiar são dadas por (GROSSMAN, 1972b):

$$\begin{aligned} I_t &= I_t(M_t, T_{Ht}, E_t) \\ Z_t &= Z_t(X_t, T_{Zt}, E_t), \end{aligned} \quad (3)$$

em que I_t é a produção familiar de investimento em saúde, M_t diz respeito aos serviços médicos adquiridos no mercado, T_{Ht} é o tempo alocado para melhoria da saúde e E_t é o estoque de capital humano. Z_t é a

função de produção familiar para o agregado de *commodities*, X_t são os *inputs* adquiridos no mercado para produzir a *commodity* Z_t , T_{Zt} é o tempo gasto na produção familiar e E_t é o estoque de capital humano.²

Os indivíduos consideram tanto os bens quanto o tempo como recursos escassos, e a restrição orçamentária do consumidor é dada pela igualdade entre o valor presente dos gastos com os bens e o valor presente dos rendimentos ganhos durante sua vida somados aos ativos iniciais (GROSSMAN, 1972b).

$$\sum \frac{P_t M_t + V_t X_t}{(1+r)^t} = \sum \frac{W_t T W_t}{(1+r)^t} + A_0 \quad (4)$$

P_t e V_t são os preços dos insumos e bens adquiridos no mercado, W_t é o salário, $T W_t$ são as horas de trabalho, A_0 diz respeito aos ativos financeiros e r é a taxa de juros. O tempo é uma restrição natural e seu valor total deve ser aplicado em todas as possíveis utilizações, uma vez que:

$$\Omega_t = T W_t + T_{Ht} + T_{Zt} + T L_t, \quad (5)$$

onde Ω_t é a quantidade total de tempo disponível no período e $T L_t$ é o tempo de trabalho perdido por motivo de doença.

Grossman (1972a) aponta que as variáveis nível educacional, idade, salários e demanda por serviços médicos e de saúde são os principais fatores determinantes da acumulação do estoque de saúde, que se deprecia até o falecimento do indivíduo. A partir desses resultados, o autor discute uma das características principais do modelo: os indivíduos podem escolher a sua longevidade, ou seja, o seu tempo de vida até um certo ponto, uma vez que o investimento em saúde é endógeno.

Segundo Grossman (1972a), os trabalhos realizados na mesma linha apontam para uma forte correlação entre o nível de escolaridade e o estado de saúde. Uma possível explicação para essa relação é que tanto a educação quanto a saúde refletem diferentes preferências no tempo, já que são aspectos do investimento em capital humano. Dessa maneira, as diferenças entre as preferências dos indivíduos estabelecidas na primeira idade podem resultar em quantidades diferentes de investimento em saúde e educação. Uma das consequências é que a educação dos pais possui influência nos níveis de saúde das crianças, assim como sobre o peso ao nascer, o que por sua vez impacta na mortalidade infantil e gera efeitos diretos e indiretos sobre a saúde dos indivíduos adultos.

Diversos estudos procuraram esclarecer a complexa relação entre desenvolvimento socioeconômico e mortalidade em países desenvolvidos e em desenvolvimento. Alguns pesquisadores enfatizam a educação como o fator chave no declínio da mortalidade nos países em desenvolvimento. À medida que o nível de educação da sociedade aumenta, as taxas de mortalidade infantil diminuem. Essa constatação é atribuída, em parte, à melhoria na capacidade de fornecer assistência, incluindo o uso de serviços de saúde e, parcialmente, à correlação entre a educação e outros indicadores de acesso a recursos.

Por meio do desenvolvimento econômico, ocorrem mudanças sociais que permitem o declínio das taxas de fertilidade e mortalidade, levando à estabilidade da população em qualquer sociedade. Essa teoria é denominada de Teoria da Transição Demográfica, que destaca que fatores, como melhorias no saneamento, educação, desenvolvimento de vacinas, medicina preventiva e avanços no tratamento de doenças, contribuem para o declínio nas taxas de fertilidade e mortalidade infantil (THOMPSON 1929; AMONKER; BRINKER, 1997).

A Teoria da Transição Demográfica desenvolvida por Thompson (1929) soma-se ao modelo elaborado por Grossman (1972a, 1972b), oferecendo um suporte teórico para analisar os fatores que influenciam o *status* de saúde da população e a taxa de mortalidade infantil.

² Diferentemente dos bens do mercado, as *commodities* de produção familiar são entendidas como os bens que fundamentalmente afetam a utilidade. Os indivíduos, por exemplo, podem utilizar diversos bens e serviços do mercado (X_t), juntamente com o seu conhecimento (E_t) e seu tempo (T_{Zt}), para promover um “encontro familiar” (Z_t), que de forma precipua aumenta a sua utilidade.

3. Metodologia

3.1. Dados e especificação do modelo

O modelo empírico adotado é baseado na literatura da economia da saúde, que analisa diversos fatores pertencentes às dimensões demográfica, de educação, de vulnerabilidade e de habitação, como potenciais determinantes socioeconômicos da taxa de mortalidade infantil.³

Tabela 1: Variáveis Seleccionadas para os anos de 1991, 2000 e 2010

Variável	Sigla	Descrição	Sinal Esperado
Taxa de Mortalidade infantil	TMI	Número de crianças que não deverão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada 1000 crianças nascidas vivas.	+
Taxa de fecundidade total	FEC	Número médio de filhos que uma mulher deverá ter ao terminar o período reprodutivo.	+
Percentual da população que vive em domicílios com densidade superior a 2 pessoas por dormitório	DENS	Razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com densidade superior a 2 por dormitório e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100.	-
Expectativa de anos de estudo aos 18 anos de idade	ESTUDO	Número médio de anos de estudo que deverá completar ao atingir 18 anos de idade.	+
Taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais de idade	ANALF	Razão entre a população de 15 anos ou mais de idade que não sabe ler nem escrever e o total de pessoas nessa faixa etária multiplicado por 100.	+
Proporção de crianças pobres	POBCRI	Proporção dos indivíduos com até 14 anos de idade que têm renda domiciliar <i>per capita</i> igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais, em valores reais de 2010.	-
Renda <i>per capita</i> média	RDPC	Razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos, em valores reais de 2010.	+
Percentual de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados	ÁGUA/ESGOTO	Razão entre as pessoas que vivem em domicílios cujo abastecimento de água não provém de rede geral e cujo esgotamento sanitário não é realizado por rede coletora de esgoto ou fossa séptica e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100.	+

Fonte: Elaboração própria com base nos dados coletados do Atlas para o Desenvolvimento Humano (PNUD).

Na Tabela 1, são apresentadas as variáveis utilizadas no estudo, assim como suas descrições e os sinais esperados. A direção esperada do efeito sobre a variável resposta está fundamentada no modelo de Grossman (1972a, 1972b), bem como na Teoria da Transição Demográfica (AMONKER; BRINKER, 1997). Seguindo Grossman (1972b), se o investimento em educação é produtivo (se a educação eleva o produto marginal de M_t e T_{Ht}), então $\partial I / \partial E > 0$ e a educação contribui positivamente para elevar o estoque de saúde ao longo do tempo. Admite-se que a educação dos pais afeta positivamente o estoque inicial H_0 dos recém-nascidos (contribuindo para distanciar H_0 de H_{\min}), principalmente pela melhoria dos cuidados

³ Com base nos possíveis determinantes sociais da taxa de mortalidade infantil, Kim e Saada (2013) os dividiram em: determinantes macroeconômicos, dos quais fazem parte os indicadores de desigualdade de renda e de atividade econômica; os macrosociais, contemplados pelas políticas públicas de saúde; e os contextuais, observados por meio do capital social, do nível socioeconômico, da segregação residencial e da raça. Em nível individual, existem determinantes intermediários, como fatores biológicos e psicossociais.

durante a gestação (alimentação, busca de exames pré-natais, entre outros); além disso, admitindo-se que os infantes não são capazes de investir no próprio estoque de saúde nos estágios iniciais de vida, então, $I_{t,infante} = I_t(M_{t,pais}, T_{Ht,pais}, E_{t,pais})$ durante algum momento da sequência H_t , o que afeta o Ω_t dos pais.⁴ Controlando-se a educação, a taxa de analfabetismo pode fornecer informações adicionais quanto à desigualdade na distribuição dos níveis educacionais na população.

Um relaxamento da restrição orçamentária permite ao indivíduo adquirir mais serviços médicos e reduzir o seu tempo gasto com doença, o que eleva o valor do tempo saudável e a demanda por saúde. Pais mais saudáveis podem dedicar mais tempo para o cuidado dos recém-nascidos e uma elevação dos salários permite elevar o M_t gasto com os filhos e reduz o custo de oportunidade ao se substituir TW_t por T_{Ht} para os filhos. Dito de outra forma, como o tempo perdido com doença torna-se mais caro, os pais podem ser estimulados a cuidar mais da própria saúde, reduzindo TL_t , o que diminui a perda de renda ao se substituir TW_t por T_{Ht} gasto com os filhos. De modo semelhante à taxa de analfabetismo, a proporção de crianças pobres fornece informação adicional acerca das desigualdades na distribuição da renda.

A densidade (da residência) e a falta de saneamento básico têm relação direta com a transmissão de doenças e morbidade, afetando negativamente o estoque de vida inicial do recém-nascido, além da saúde dos pais. Ambas as variáveis também podem afetar $I_{t,infante}$ e a taxa de depreciação da saúde dos filhos.

Uma redução da taxa de fecundidade reduz o número de crianças nascidas vivas, mas um menor número de filhos relaxa a orçamentária e a restrição Ω_t dos pais, permitindo elevar M_t e T_{Ht} por unidade de filho. É esperada, portanto, uma relação negativa entre taxa de fecundidade e taxa de mortalidade infantil. A forte correlação esperada entre educação e taxa de fecundidade também evita uma possível inconsistência devido à endogeneidade.

As variáveis deste estudo foram coletadas junto ao PNUD para o período censitário de 1991, 2000 e 2010, e a amostra compreende todos os municípios brasileiros. Optou-se por utilizar dados censitários pela sua confiabilidade, uma vez que um problema recorrente nas análises da taxa de mortalidade infantil é a qualidade da fonte de dados, principalmente das variáveis sobre saneamento básico. Além disso, os dados censitários eliminam a questão de áreas mínimas comparáveis, já que não existem dados faltantes.

A distribuição das variáveis dentro das dimensões que representam as desigualdades socioeconômicas pode ser observada na Tabela 2: (i) a dimensão demográfica é representada pelas variáveis Fec e Dens, que refletem as transformações populacionais em determinada região; (ii) para observar os diferenciais do nível de instrução da população, a dimensão educação é composta pelas variáveis Estudo e Analf; (iii) para a dimensão vulnerabilidade, foram selecionadas as variáveis Pobcri e RDPC, como forma de captar tanto o nível de desenvolvimento da região quanto as disparidades, sendo a RDPC deflacionada tendo como base o ano de 2010; (iv) a dimensão habitacional é composta pela variável Água/Esgoto, que contempla os principais serviços de saneamento, o abastecimento de água e o esgotamento sanitário.

Tabela 2: Descrição das Dimensões

Vetores	Dimensão	Variáveis
X ₁	Demografia	Fec
		Dens
X ₂	Educação	Estudo
		Analf
X ₃	Vulnerabilidade	Pobcri
		RDPC
X ₄	Habitação	Água/Esgoto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados coletados do Atlas para o Desenvolvimento Humano (PNUD).

⁴ Pode-se supor também que a educação dos pais afeta negativamente a depreciação do estoque de capital dos filhos (GOLDMAN et al., 1993).

O modelo empírico a ser estimado assume a forma geral:

$$TMI = f(X_1, X_2, X_3, X_4) + \varepsilon, \quad (6)$$

e a estratégia econométrica envolve a estimação de três diferentes formas estruturais:

$$E(TMI_{it}|X_{it}) = X_{1,it}\beta_1 + X_{2,it}\beta_2 + X_{3,it}\beta_3 + X_{4,it}\beta_4 + \alpha_i \quad (7)$$

$$Pr(TMI_{it}|X_{it}) = F(TMI_{it}, X_{1,it}\beta_1 + X_{2,it}\beta_2 + X_{3,it}\beta_3 + X_{4,it}\beta_4 + \alpha_i) \quad (8)$$

$$Q_{TMI,it}(\tau|X_{it}) = X_{1,it}\beta_1(\tau) + X_{2,it}\beta_2(\tau) + X_{3,it}\beta_3(\tau) + X_{4,it}\beta_4(\tau) + \alpha_i \quad (9)$$

O Modelo (7) é um painel linear, (8) é um modelo Poisson em Painel e (9) é um modelo de regressão quantílica em painel. α_i diz respeito aos efeitos não observáveis.

3.2. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

3.2.1. Índice de Moran Global Univariado

Conforme Almeida (2012), o primeiro coeficiente de autocorrelação espacial foi proposto por Moran (1948) e utiliza a autocovariância como produto cruzado. O I de Moran é dado algebricamente por:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{S_0 \sum_{i=1}^n z_i^2}, \quad (10)$$

e matricialmente por:

$$I = \frac{n \mathbf{z}'\mathbf{W}\mathbf{z}}{S_0 \mathbf{z}'\mathbf{z}}, \quad (11)$$

onde n é o número de regiões, z os diz respeito aos valores da variável de interesse padronizada, \mathbf{W}_z corresponde aos valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos determinados por meio de uma matriz de ponderação espacial \mathbf{W} . Cada elemento da matriz de ponderação espacial é dado por w_{ij} , referentes à região i e j , e o termo S_0 indica que todos os elementos da matriz devem ser somados (ALMEIDA, 2012).

O termo do numerador é a autocovariância espacial constituída pelos produtos cruzados $\mathbf{z}'\mathbf{W}\mathbf{z}$. A estatística I de Moran é um coeficiente de autocorrelação, portanto, é a relação da autocovariância do produto cruzado pela variância dos dados $\mathbf{z}'\mathbf{z}$. Se a matriz de pesos espaciais for normalizada na linha, o termo S_0 é igual a n . Portanto:

$$I = \frac{\mathbf{z}'\mathbf{W}\mathbf{z}}{\mathbf{z}'\mathbf{z}} \quad (12)$$

A hipótese nula a ser testada é a de aleatoriedade espacial, sendo que o valor calculado de I deve ser igual ao valor esperado, dentro dos limites da significância estatística, se y_i for independente dos valores das regiões vizinhas. Se os valores de I ultrapassam o valor esperado, apontam para uma autocorrelação espacial positiva; e valores de I abaixo do valor esperado indicam uma autocorrelação negativa. Uma autocorrelação espacial positiva sinaliza que há uma semelhança entre os valores do

atributo estudado e da localização espacial do atributo. Por outro lado, uma autocorrelação espacial negativa indica que há uma dissemelhança entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo (ALMEIDA, 2012).

3.2.2. Diagrama de dispersão de Moran

O diagrama de dispersão de Moran mostra a defasagem espacial da variável de interesse no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal e é utilizado com forma alternativa para analisar a autocorrelação espacial. A variável e sua defasagem espacial são padronizadas de forma que tenha média zero e variância unitária. O diagrama de dispersão de Moran é apenas o gráfico da dispersão da nuvem de pontos que representam as regiões, indicando a inclinação da reta de regressão. Essa inclinação é estimada por meio de uma regressão linear simples por mínimos quadrados ordinários (MQO):

$$W_z = \alpha + \beta_z + \varepsilon \quad (13)$$

α é a constante, β é o coeficiente angular e ε é o termo de erro aleatório. O coeficiente I de Moran pode ser representado pelo coeficiente angular da reta de regressão da defasagem espacial W_z contra a variável de interesse z , estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO), pois é possível verificar que o β estimado é igual à fórmula do I de Moran:

$$\hat{\beta} = I = \frac{z'Wz}{z'z} \quad (14)$$

Se o coeficiente angular da reta de regressão é positivo, há indícios de que a autocorrelação espacial é positiva.

3.2.3. Índice de Moran Local Univariado

Para analisar um retrato local de cada município, foi utilizada uma estatística de autocorrelação espacial local. Mais especificamente, o I de Moran local tem a capacidade de capturar padrões locais de autocorrelação espacial estatisticamente significativos, os chamados “*Local Indicator of Spatial Association*” (LISA). O coeficiente I de Moran local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias (AA – a região possui alto valor para x e é rodeada por regiões que também possuem alto valor para essa variável, BB – a região possui baixo valor para x e é rodeada por regiões que também possuem baixo valor para essa variável, AB – a região possui alto valor para x e é rodeada por regiões que possuem baixo valor para essa variável, BA – a região possui baixo valor para x e é rodeada por regiões que possuem alto valor para essa variável), onde cada uma corresponde a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran. O coeficiente I_i local para uma variável y padronizada, observada na região i , z_i , pode ser modelado como:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^I w_{ij} z_j \quad (15)$$

No cálculo do I_i , só os vizinhos da observação i são inclusos, definidos conforme a matriz de pesos espaciais. Uma condição necessária para que o indicador seja caracterizado como um LISA é que a somatória dos indicadores locais seja equivalente ao indicador global correspondente:

$$\sum_i I_i = \sum_i z_i \sum_j w_{ij} z_j = \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j \quad (16)$$

Utilizando a Equação (10), o I de Moran local pode ser escrito conforme Anselin (1995):

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{s_0 \sum_{i=j}^n z_i^2} = \frac{\sum_j I_j}{s_0 \sum_i \frac{z_i^2}{n}} \quad (17)$$

Dessa forma, é possível avaliar a associação linear espacial localizada pelo I_i de Moran local, em que para cada observação é computado um I_i . Então, obtêm-se n estatísticas I_i e seus respectivos níveis de significância.

3.3. Estratégia de estimação

3.3.1. Regressão linear com dados em painel

O modelo de dados em painel assume a forma:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1,it} + \dots + \beta_n x_{k,it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (18)$$

onde α_i é um componente que capta a heterogeneidade não observável entre as unidades de análise (suposto fixo no tempo), i denota os diferentes indivíduos, t diz respeito aos períodos de tempo, β 's são os parâmetros a serem estimados, x 's são as covariáveis e ε_{it} é o termo de erro idiossincrático.

O modelo linear de dados em painel permite controlar, ao longo do tempo, o efeito individual não observável das unidades *cross-section* (HSIAO, 2014). A estimação com dados de painel é condicional à hipótese adotada quanto à correlação entre o efeito individual não observável e os regressores. O modelo de efeitos fixos, estimado pelo método *within* de mínimos quadrados, admite a possibilidade de correlação não nula entre a heterogeneidade latente e os regressores. Já o modelo de efeitos aleatórios supõe nula essa correlação e utiliza como estimador os mínimos quadrados generalizados (GLS) ou a máxima verossimilhança (WOOLDRIDGE, 2010).

3.3.2. Regressão de Poisson

Como o número de óbitos infantis (e o número de nascidos vivos) é uma realização discreta não negativa com valores finitos, configura-se como um dado de contagem, o que torna natural o uso da modelagem Poisson.

Suponha-se que a variável Y_{it} segue uma distribuição de Poisson com ocorrência esperada para a i -ésima observação no tempo t dada por:

$$\gamma_{it} \exp(\alpha_i + X_{it}\beta), \quad (19)$$

onde γ_{it} é a variável de exposição, $\exp(\alpha_i + X_{it}\beta)$ é a taxa de incidência e α_i são os efeitos não observáveis; supondo que a exposição é constante e unitária, a probabilidade de Y_{it} assumir o valor de ocorrência y_{it} é igual a:

$$\Pr(Y_{it} = y_{it} | X_{it}) = \frac{\exp[-\exp(\alpha_i + X_{it}\beta)] \exp(\alpha_i + X_{it}\beta)^{y_{it}}}{y_{it}!} \quad (20)$$

Os β podem ser estimados por máxima verossimilhança. A hipótese central para o algoritmo de estimação está na suposição de independência das observações: o modelo de efeitos fixos supõe

observações independentes, enquanto que o modelo de efeitos aleatórios gera correlação entre as observações (CAMERON; TRIVEDI, 2013; HILBE, 2011 e 2014).

3.3.3. Regressão quantílica

O método de regressão quantílica, introduzido por Koenker e Bassett Junior (1978), tornou possível a estimação de funções quantílicas de distribuição condicional entre a variável resposta e as covariáveis.

Ao contrário dos métodos anteriores, aqui se permite que sejam observados os efeitos em cada quantil, o que torna a inferência mais robusta. Será utilizada a regressão quantílica com efeitos fixos penalizados, proposta por Koenker (2004), na qual se assume que os efeitos não observáveis não variam ao longo dos quantis para um mesmo i .

O modelo de regressão quantílica assume o formato:

$$Q_{y,it}(\tau|X_{it}) = X_{it}\beta(\tau) + \alpha_i, \quad (21)$$

onde $Q_{y,it}$ é o quantil condicional da variável resposta no espaço i e no período t ; α 's controlam os efeitos individuais não observáveis e X_{it} é o vetor de variáveis explanatórias. O vetor de parâmetro $\beta(\tau)$ é obtido ao se resolver a seguinte programação:

$$\min_{(\alpha,\beta)} \sum_{k=1}^q \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{t_i} w_k \rho_{\tau_k}(y_{it} - \alpha_i - X_{it}\beta(\tau_k)) + \lambda \sum_{i=1}^n |\alpha_i|. \quad (22)$$

Os w_k são pesos que controlam a influência relativa de cada quantil na estimativa dos efeitos não observáveis e λ controla o impacto da penalidade sobre os α 's. Quando λ tende para zero, tem-se o equivalente a um estimador de efeitos fixos via *dummies*; e quando λ tende para o infinito, os efeitos fixos tendem a zero, resultando em um estimador *cross-section*.

4. Análise e discussão dos resultados

Na Tabela 3, são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis. Observa-se que, no período de 1991, 2000 e 2010, os municípios brasileiros apresentaram uma média de 33,26 número de óbitos infantis. A menor taxa de mortalidade infantil (8,49) foi observada no município de Cachoeira do Sul, no do Rio Grande do Sul, no ano de 2010, enquanto a maior (120,12) foi observada nos municípios de Fátima, João Dourado e Jussara, no estado da Bahia, em 1991.

Para a taxa de densidade, foi encontrado um máximo de 97,21% no município de Urucurituba/AM. A média da renda *per capita* foi de R\$ 355,65 para os municípios brasileiros no período, valor baseado no ano de 2010, o que deixa explícito o baixo nível de renda no país. Outros números que chamam atenção são os da taxa de analfabetismo, com uma média de 22,99%, sendo a menor (0,91%) vista no município de São João do Oeste/SC e a maior, cerca de 88,39%, em Jordão/AC.

Com relação à proporção de crianças pobres, os municípios que não apresentaram nenhuma incidência foram Fernando de Noronha/PE, Cotiporã, Nova Candelária, Nova Roma do Sul, São José do Sul e São Vendelino, no Rio Grande do Sul, o que pode estar refletindo a melhor condição de vida da população. Já o município de Benjamim Constant, no Amazonas, apresentou incidência de 100%, o que já era de se esperar dada a forte desigualdade socioeconômica na região Norte (BOING; BOING, 2008).

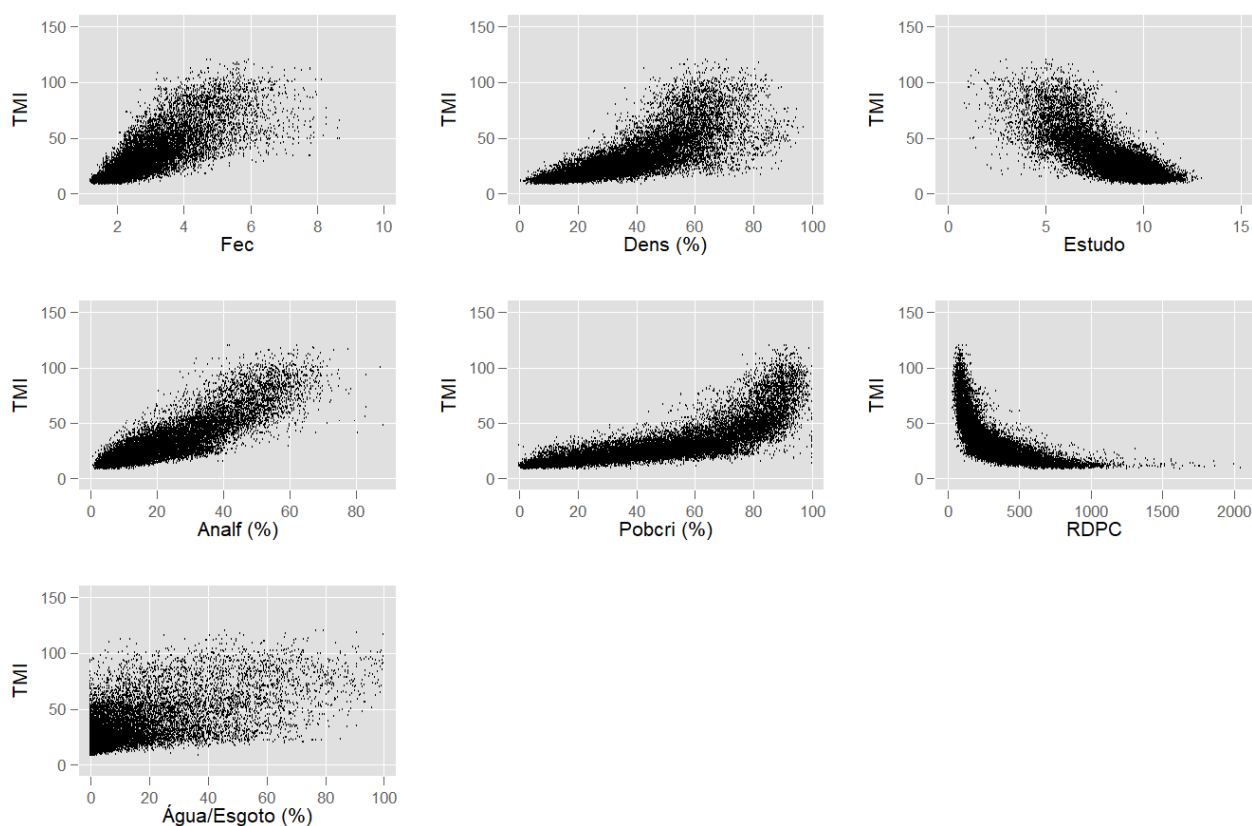
Os municípios brasileiros apresentaram, para o período, uma média de aproximadamente 13,30% da população com serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados, sendo a maior taxa (100%) encontrada nos municípios de Bodó/RN, Fernanda Pedroza/RN e Manari/PE.

Tabela 3: Estatísticas Descritivas

Variável	Obs.	Média	DP	Min.	Max.	Q 25%	Q 50%	Q 75%
TMI	16.695	33,26	20,21	8,49	120,12	18,44	27,00	41,62
Fec	16.695	2,92	1,08	1,21	8,68	2,21	2,63	3,36
Dens (%)	16.695	38,14	17,83	0,65	97,21	24,18	36,66	50,85
Estudo	16.695	8,42	1,88	0,91	13,02	7,24	8,78	9,83
Analf (%)	16.695	22,99	14,74	0,91	88,39	11,32	19,20	31,96
Pobcri (%)	16.695	50,62	26,52	0,00	100,00	27,48	51,93	73,79
RDPC (R\$)	16.695	355,65	224,15	33,24	2043,74	182,10	299,38	487,24
Água/Esgoto (%)	16.695	13,30	18,49	0,00	100,00	0,85	4,77	18,27

Fonte: Elaboração própria.

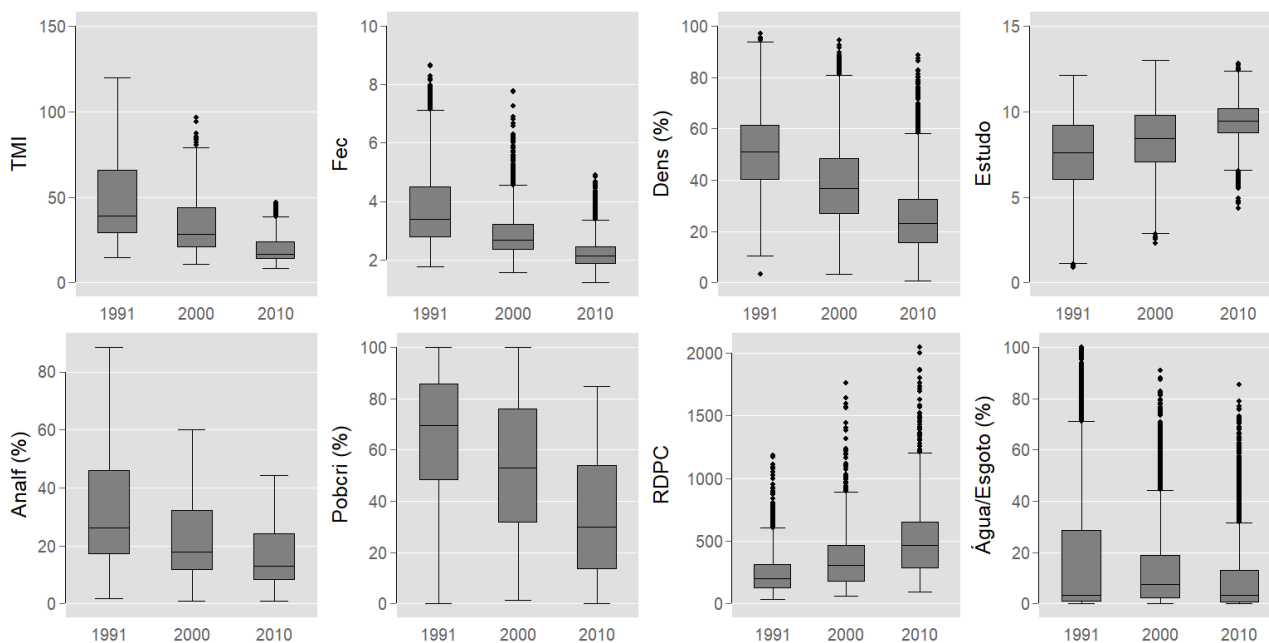
A Figura 1 traz os gráficos de dispersão entre a TMI e as covariáveis. De forma geral, as relações bidimensionais entre a TMI e as covariáveis apresentam o sinal esperado pela literatura teórica (com a ressalva de ser uma evidência exploratória não condicional no vetor de covariáveis). Ademais, nota-se uma aparente relação não linear entre a TMI e os anos de estudo, a proporção de crianças pobres e a renda domiciliar *per capita*, evidenciando um possível esgotamento do efeito dessas covariáveis sobre a redução da TMI a partir de certo limiar, possivelmente, quando a TMI se aproxima de uma taxa natural de mortalidade infantil.

Figura 1: Gráfico de dispersão entre TMI e as covariáveis

Fonte: Elaboração própria.

Os gráficos *Box Plot* são apresentados na Figura 2. É possível visualizar que as variáveis apresentam maior dispersão no ano de 1991, com tendência à redução, exceto para as variáveis Pobcri e RDPC. Com relação aos *outliers*, apenas as variáveis Analf e Pobcri não apresentam valores extremos. Contrariamente a isso, as variáveis RDPC e Água/Esgoto foram as que apresentaram maior quantidade de valores fora do intervalo interquartil usual.

Figura 2: Box Plot das variáveis selecionadas

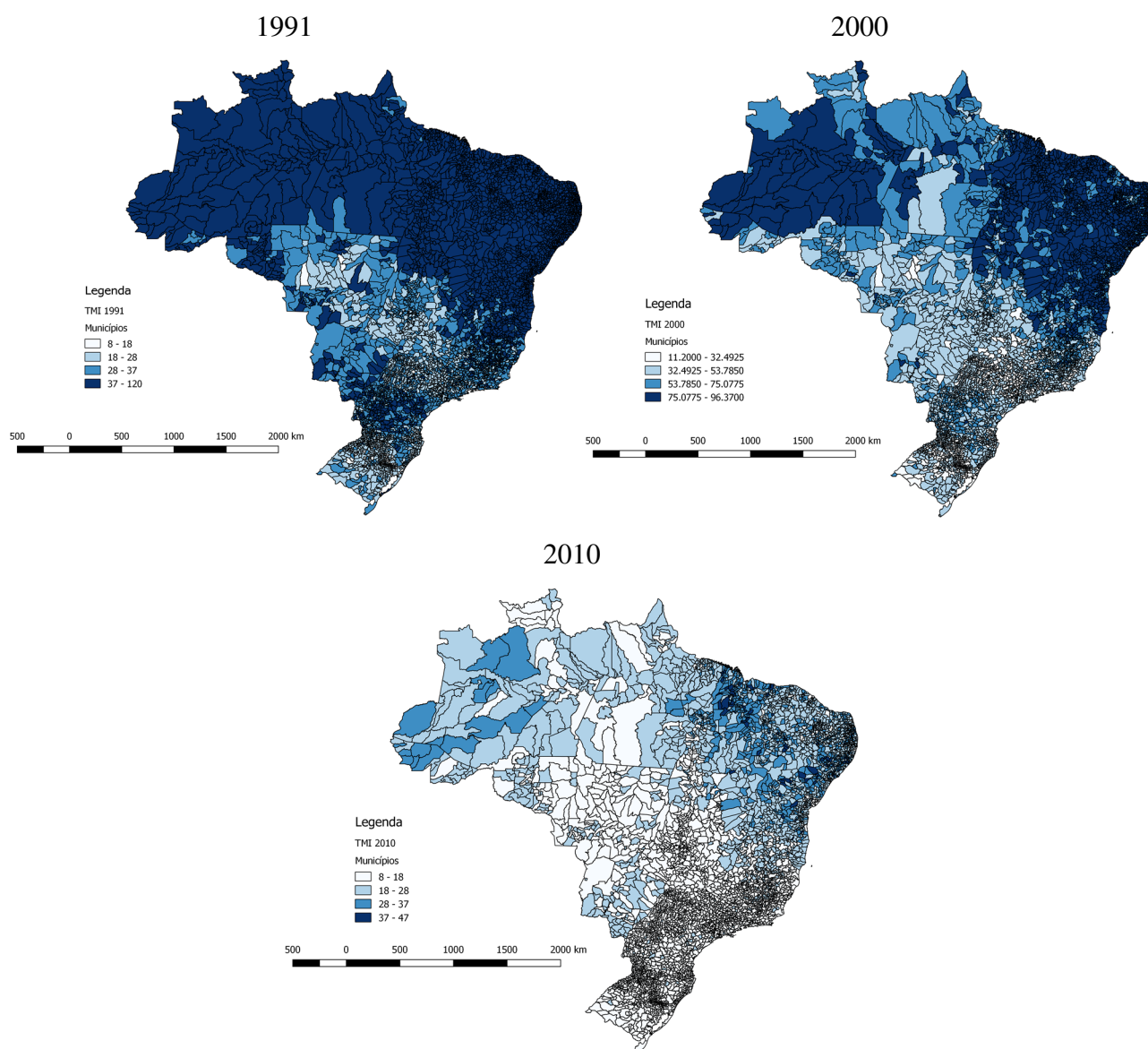


Fonte: Elaboração própria.

Como pode ser visualizado na Figura 3, ao longo dos anos censitários, houve uma melhora significativa nos níveis de taxa de mortalidade infantil dos municípios do Brasil. Em geral, no ano de 1991, os elevados níveis da TMI se concentravam nas regiões Norte e Nordeste. No ano de 2000, já é possível observar uma melhora dos níveis da TMI na região Norte, no Centro-Oeste e no Sul. Em 2010, os maiores níveis da TMI (último intervalo) encontravam-se nos primeiros intervalos dos anos de 1991 e 2010, um indicativo da mudança estrutural ocorrida na Taxa de Mortalidade Infantil.

A estatística I de Moran Global foi utilizada para verificar se há autocorrelação espacial positiva para a TMI nos anos de 1991, 2000 e 2010. Foi utilizada a matriz de contiguidade Rainha, por permitir que sejam consideradas vizinhas as unidades que possuem vértices ou fronteiras comuns, foi observada uma autocorrelação positiva, dado que a estatística foi superior ao valor esperado de -0,0002 e significativa a 1% para todos os anos. Dessa forma, foi possível verificar que municípios que possuem uma alta (baixa) TMI estão circundados por municípios que possuem uma alta (baixa) TMI.

Por meio do diagrama de dispersão de Moran da TMI para os municípios do Brasil, é possível verificar o padrão de concentração das unidades. No eixo horizontal, está *plotada* a variável TMI e, no eixo vertical, sua defasagem espacial. Como o coeficiente angular da regressão (I de Moran) é positivo, existem evidências de que a autocorrelação também é positiva. A nuvem de observações concentra-se no segundo e no terceiro quadrantes, indicando que há uma maior quantidade de municípios com elevada (baixa) TMI que estão circundados por municípios vizinhos que possuem em média elevada (baixa) TMI.

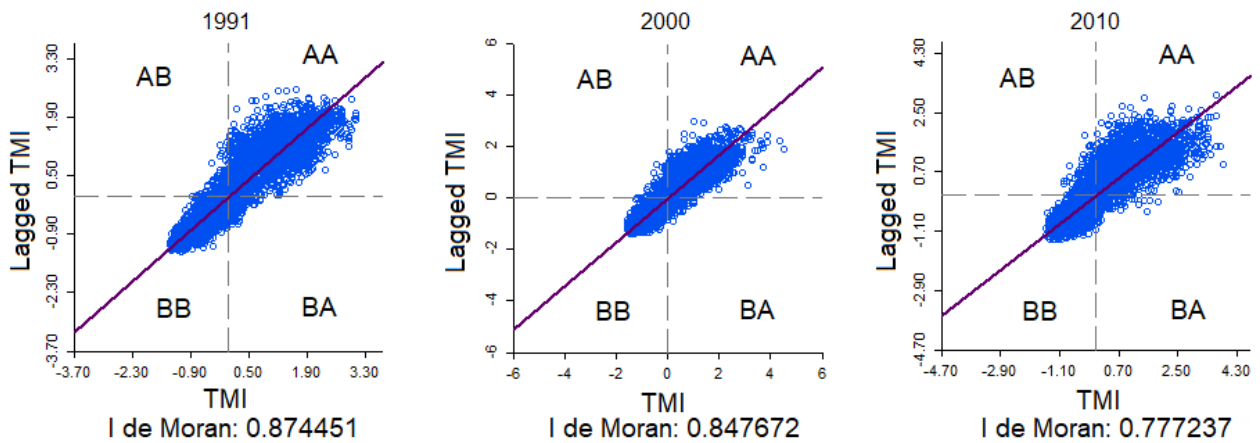
Figura 3: Taxa de mortalidade infantil por mil nascidos vivos

Fonte: Elaboração própria.

O *Local Indicator of Spatial Association* (LISA), mais especificamente o I de Moran Local Univariado, permite verificar onde estão os *clusters* estatisticamente significantes a pelo menos 5%. Na Figura 5, os *clusters* destacados em vermelho são classificados como AA e em azul escuro estão os *clusters* BB.

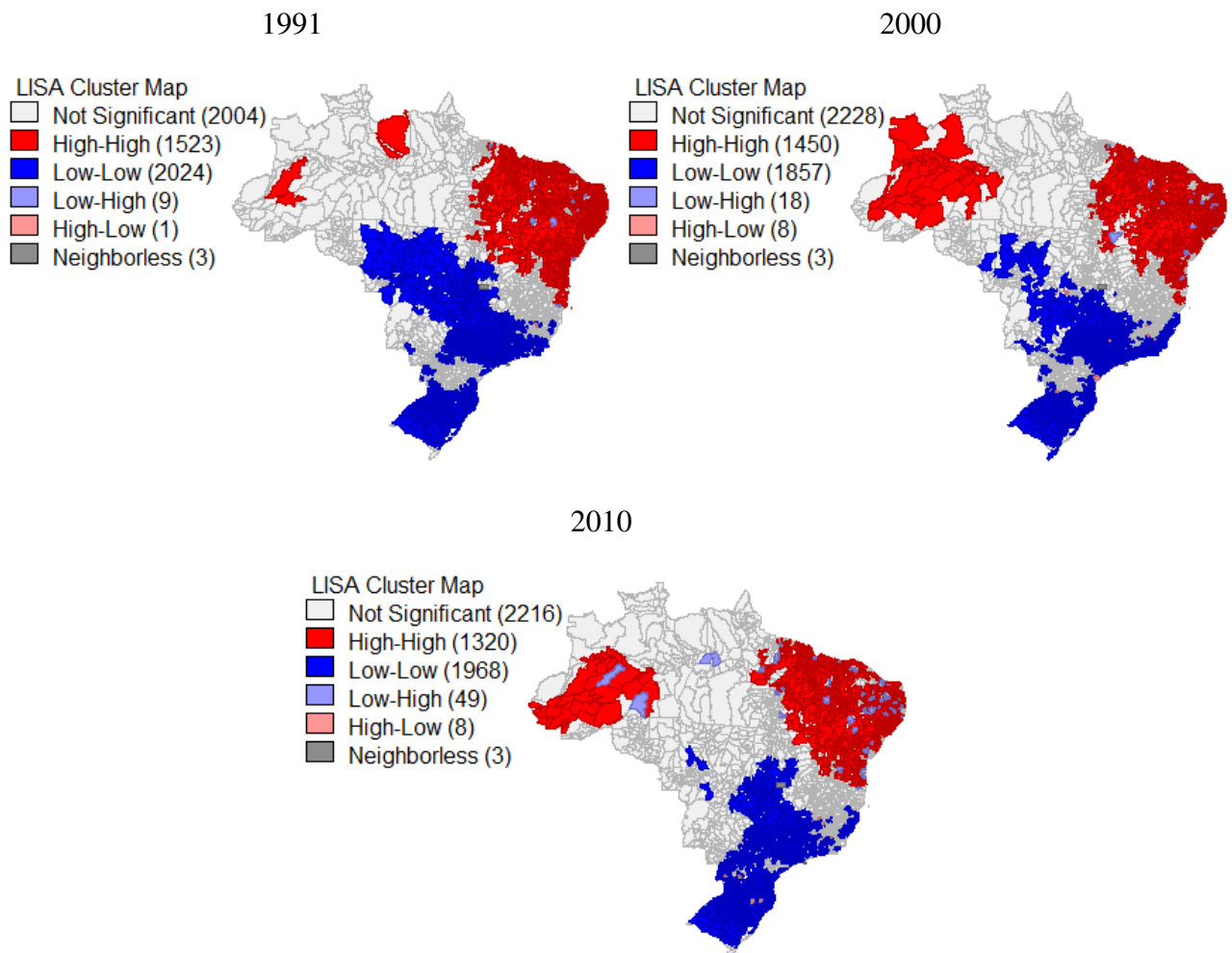
No ano de 1991, é possível visualizar três *clusters* relevantes: um *cluster* AA é verificado na região Nordeste; um *cluster* BB que abrange o estado de São Paulo, Rio de Janeiro, sul de Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso; e outro *cluster* BB é observado nos estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina. Em 2000, é possível visualizar quatro *clusters* espaciais relevantes: um *cluster* AA na região Nordeste; um novo *cluster* AA que abrange os municípios do oeste do estado do Amazonas; um BB que abrange o estado de São Paulo, sul de Minas Gerais, leste de Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, Rio de Janeiro, Espírito Santo; e outro BB no estado do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina. Já em 2010, observa-se um aumento dos *clusters* BB presentes nas regiões Sul e Sudeste, que abrange também o estado de Goiás, em detrimento dos municípios da região Nordeste e do oeste do estado do Amazonas, que permanecem com *clusters* AA.

Figura 4: Dispersão de Moran para a TMI (1991, 2000 e 2010)



Fonte: Elaboração própria.

Figura 5: I de Moran Local Univariado para a TMI



Fonte: Elaboração própria.

A apresentação dos resultados econométricos está dividida em duas partes. Na primeira, são expostos os resultados alcançados por meio do modelo de painel linear e painel Poisson e, na segunda, são apresentados os resultados da regressão quantílica. A utilização das três metodologias possibilita a comparação de desempenho entre o modelo linear, de contagem e o modelo quantílico.

Foi utilizado o teste de especificação de Hausman para dar suporte à decisão sobre o estimador a ser utilizado no Modelo (7). O teste resultou em um valor $\chi^2 = 2833,81$, com p-valor ≈ 0 . O valor do teste indica a rejeição da hipótese nula, o que implica admitir a inconsistência de especificação de efeitos aleatórios. Ademais, a suposição de efeitos fixos condicionais também é admissível considerando-se a utilização de toda a população de municípios brasileiros no período.

Para testar a presença de heterocedasticidade, foi empregado o teste Wald de Greene para a presença de heterocedasticidade em um painel linear com efeitos fixos (a hipótese nula admite igualdade entre as variâncias ao longo das unidades do painel). O teste Wald resultou em $\chi^2 = 7,0e+08$ com p-valor ≈ 0 , o que dá suporte ao uso de erros-padrão robustos.

A Tabela 4 apresenta os resultados para as estimativas em painel e para as estimativas do modelo de Poisson com efeitos fixos e aleatórios. No modelo linear (FE), buscou-se obter as elasticidades para todas as variáveis que não são taxas, aplicando assim o logaritmo na variável resposta⁵, fecundidade, anos de estudo e renda domiciliar *per capita*. Devido à não linearidade da especificação Poisson, todas as variáveis foram estimadas em nível no Modelo (8). Observa-se que, de modo geral, todos os regressores foram estatisticamente significativos a 1%.

Tabela 4: Estimativas dos modelos FE Within e Poisson em Painel

Variáveis	FE Within	Poisson FE	Poisson RE
Fec	0,3239*** (0,0134)	0,0664*** (0,0039)	0,0601*** (0,0032)
Dens	0,9426*** (0,0338)	0,00785*** (0,0003)	0,0081*** (0,0002)
Estudo	-0,0537*** (0,0125)	-0,0263*** (0,0019)	-0,0217*** (0,0016)
Analf	0,9834*** (0,0490)	0,0108*** (0,0005)	0,0106*** (0,0003)
Pobcri	0,5001*** (0,0244)	0,00477*** (0,0002)	0,00469*** (0,0002)
RDPC	-0,1086*** (0,0114)	-0,000561*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
Água/Esgoto	0,0318*** (0,0125)	0,000493*** (0,0001)	0,0002* (0,0001)
Constant	2,9027*** (0,0833)		2,707*** (0,0260)
Log alpha			-3,625*** (0,106)
Observações	16.695	16.695	16.695
Número de id	5.565	5.565	5.565
R ²	0,796		

Nota: Erros-padrão robustos em parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fonte: Elaboração própria.

⁵ Ressalta-se que a taxa de mortalidade infantil e a taxa de fecundidade não são valores percentuais, conforme descrição na Tabela 1.

Com base no que foi discutido nas seções 2 e 3, todas as variáveis apresentam o sinal esperado pela literatura. Com relação à Tabela 4, observa-se que a semielasticidade estimada para Pobcri é positiva e significativa, corroborando o discurso de diversos estudos que apontam o efeito positivo da desigualdade de renda sobre a taxa de mortalidade infantil, de modo que uma maior vulnerabilidade reduz o *status* de saúde da população, sobretudo das crianças, uma vez que se espera que crianças em situação de vulnerabilidade não tenham acesso a serviços básicos que refletem qualidade de vida, como educação e moradia adequada (VICTORA et al., 1988; ISSLER et al. 1996; ALMEIDA, 2012; TRAVASSOS et al., 2000; NORONHA; ANDRADE, 2007).

Costa et al. (2003), em seu estudo sobre a mortalidade infantil no Brasil, utilizaram a metodologia de séries temporais e obtiveram resultados que mostram a taxa de fecundidade como o principal determinante da taxa de mortalidade infantil na década de 1980. Os resultados aqui encontrados também mostram uma alta influência da taxa de fecundidade. No modelo Poisson com efeitos fixos, a razão de ocorrência da TMI foi de $\exp(0,0664) = 1,0686$ vezes para cada incremento marginal na taxa de fecundidade, um pouco maior do que a razão de ocorrência estimada via efeitos aleatórios.

Para Geronimus (1992), os diferentes níveis de taxa de mortalidade infantil estão ligados à fertilidade e, por sua vez, o nível de fertilidade está associado à idade materna e às desvantagens socioeconômicas. Uma possível justificativa para esses resultados é que as maiores taxas de fecundidade são encontradas em regiões menos favorecidas, onde as crianças são expostas a ambientes impróprios, além de não possuírem assistência e não terem acesso a serviços essenciais, como os de saúde.

As variáveis que representam a dimensão educacional, Estudo e Analfabetismo, apresentam a relação esperada: o aumento de um ano médio de estudo implica em uma redução esperada de quase um óbito na TMI pela estimativa do painel linear e, no caso do modelo Poisson, a razão de incidência $\exp(-0,0263) = 0,974$ implica em uma TMI quase 0,97 vezes menor para cada aumento marginal nos anos de estudo. Se considerarmos uma TMI média de 33,26 (média amostral no período), um ano adicional de estudo reduziria em aproximadamente 1 ocorrência na TMI esperada.

Estudos têm verificado uma associação positiva entre o nível educacional dos pais e a taxa de mortalidade infantil, sob o prisma de que pais mais educados criam um ambiente favorável para as crianças, visto que são mais conscientes e capazes para tomar decisões em prol da saúde dos infantes (BEZERRA FILHO et al. 2007; FORMIGA; RAMOS, 2002; FERREIRA, 1992).

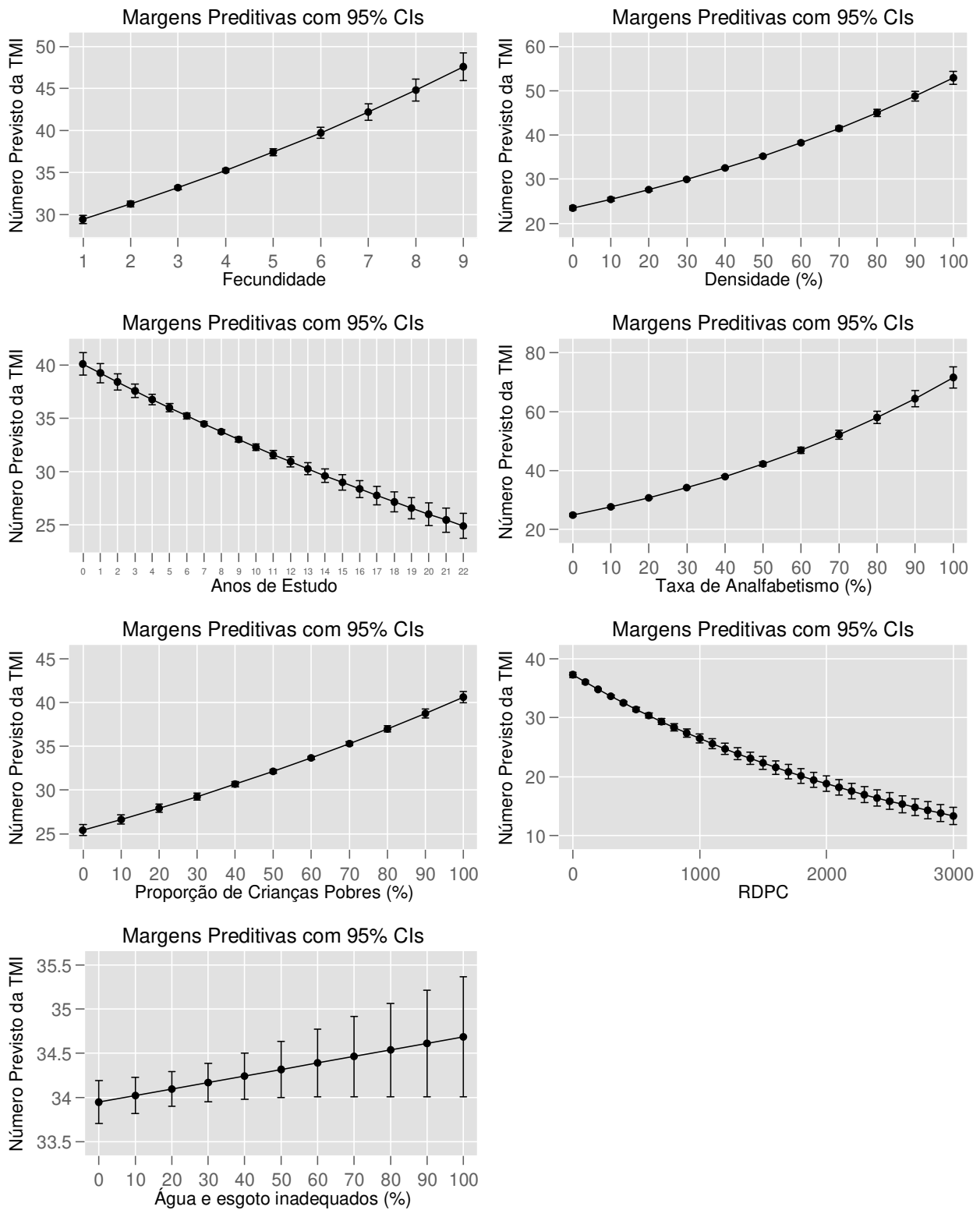
Segundo Cochrane, Ohara e Leslie (1980); Maia, Souza, Mendes (2012) e Kinfu (2017), mães mais instruídas possuem maior consciência sobre a importância de se cuidar durante a gravidez, além da importância da higiene e do acesso aos serviços médicos. Além disso, pressupõe-se que, com um maior nível educacional, as mães terão acesso a um maior nível de renda e a uma melhor qualidade de moradia. Para Cochrane, Ohara e Leslie (1980), tanto a educação quanto o nível de renda possuem forte poder de explicação na determinação da mortalidade infantil, enquanto Formiga e Ramos (2002) afirmam que os efeitos da alfabetização sobre os óbitos infantis são mais eficazes do que os efeitos da própria renda.

Os resultados do modelo Poisson FE podem ser melhor visualizados por meio dos gráficos de margens ilustrados na Figura 6. Para a variável de fecundidade, por exemplo, observa-se que, se todos os municípios apresentassem um valor constante igual a 1 para a taxa de fecundidade (mantendo-se as demais covariáveis nos seus valores observados e o efeito fixo igual a zero), a previsão média pontual para a TMI seria de aproximadamente 29,4 para cada 1000 nascidos vivos (a média amostral da TMI é de 33,26); ao supor que todos os municípios passem por uma aumento de sua taxa de fecundidade para 9, a TMI média pontual prevista seria de 47,59, resultado acima do quantil amostral de 75% (41,62) da variável resposta.

Não obstante, ainda que fosse feita a suposição de uma taxa de fecundidade marginalmente próxima a zero, a TMI prevista não seria inferior ao intervalo (27,07; 28,31) para cada 1000 nascidos vivos (mantendo-se as demais covariáveis em seus valores amostrais), o que pode ser um indício de existência de um elevado limiar para a relação entre a TMI e a fecundidade. Com efeito, ao observar os efeitos marginais médios, apenas elevados incrementos na renda domiciliar gerariam predições

médias para a TMI abaixo de 20. Esse resultado evidencia que há, a princípio, uma maior dificuldade em observar o esgotamento dos efeitos da renda sobre a mortalidade infantil, principalmente se forem comparados os resultados obtidos a partir das demais covariáveis do modelo.

Figura 6: Margens do efeito das covariáveis sobre o número esperado de óbitos infantis



Fonte: Elaboração própria.

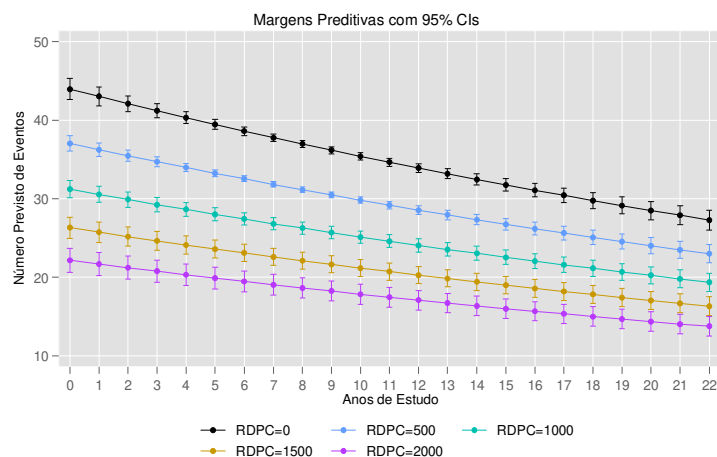
Ao simular um cenário em que todos os municípios apresentam como base os valores mínimos censitários para os controles que possuem relação positiva com a TMI, o valor máximo censitário

para a variável anos de estudo e o valor mínimo amostral para a renda domiciliar *per capita*, (R\$ 33,24), temos uma TMI média estimada no intervalo (11,85; 12,53). Se utilizarmos os mesmos valores anteriores exceto pela renda, elevando-a agora para o máximo amostral (R\$ 2043,74) em todos os municípios, a predição da TMI se reduz para (5,77; 6,47). Em um cenário ideal para todos os controles adotados, a renda exerce um papel de alto impacto relativamente aos demais efeitos estimados.

Os efeitos do abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequado foram os que apresentaram a estimativa menos confiável no modelo de contagem: não se pode rejeitar a hipótese nula de que a TMI esperada é mesma em toda a faixa de água e esgoto inadequados, controlando-se para as demais variáveis. De certa forma, esse resultado pode ser encarado como contraintuitivo, haja vista a ocorrência de estudos que trazem os serviços de abastecimento de água e de esgotamento sanitário como os principais fatores para o desenvolvimento, a qualidade de vida e a saúde da população, tendo uma relação direta com o número de óbitos infantis (HUNTER; MACDONALD; CARTER, 2010). Em todo caso, as demais covariáveis selecionadas podem estar captando o conjunto de informações relevantes para a determinação da TMI, o que pode ser uma das causas da falta de significância da variável água/esgoto no modelo de contagem.

Na Figura 7, são observados os efeitos das diferentes faixas de renda domiciliar *per capita* ao longo dos intervalos de anos de estudo (mantendo-se as demais covariáveis nos seus valores amostrais). Se tomarmos a média dos anos esperados de estudo no período de 8,42, para todos os municípios, vemos que apenas a faixa de renda de R\$ 2000 é capaz de gerar uma TMI média abaixo de 20 para cada 1000 nascidos vivos. Ocorre que, em toda a amostra, apenas dois municípios apresentam renda domiciliar *per capita* acima dessa faixa nos períodos censitários: Niterói (estado do Rio de Janeiro), com R\$ 2000,29, em 2010; e São Caetano do Sul (estado de São Paulo), com R\$ 2043,74, em 2010.

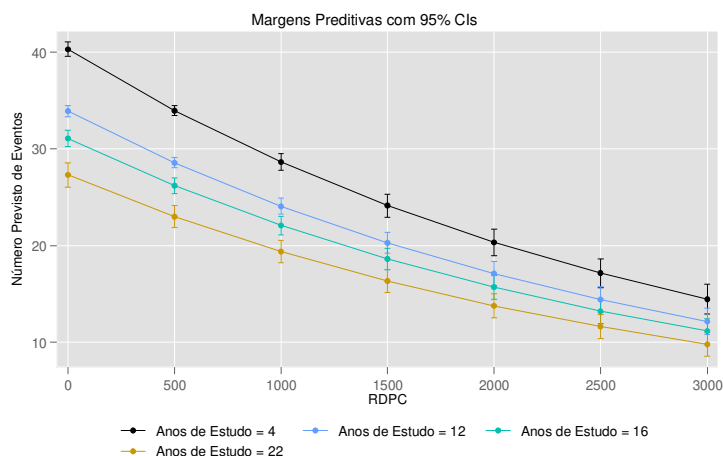
Figura 7: Margens do efeito dos anos de estudo sobre a TMI para faixas crescentes de renda *per capita*



Fonte: Elaboração própria.

Por outro lado, como pode ser observado na Figura 8, mesmo em um cenário com baixo nível de anos de estudo para os municípios, a renda ainda é capaz de reduzir sensivelmente a TMI esperada, ainda que sejam necessários níveis de renda não condizentes com a realidade dos municípios brasileiros.⁶

⁶ Segundo dados da PNAD contínua, a Unidade da Federação com a maior renda domiciliar *per capita* em 2017 (em termos nominais) é o Distrito Federal, com R\$ 2548. Maranhão figura com a menor renda domiciliar *per capita*, de R\$ 597 (IBGE, 2017).

Figura 8: Margens do efeito da renda *per capita* sobre a TMI para faixas crescentes de anos de estudo

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 5, observam-se os resultados da regressão quantílica em painel para os quantis 0,10, 0,25, 0,50, 0,75 e 0,90. O modelo quantílico permite avaliar como as covariáveis influenciam a taxa de mortalidade infantil nos municípios brasileiros ao longo da distribuição condicional da variável resposta. Novamente, os coeficientes de todas as variáveis que não são valores percentuais foram estimados como elasticidades.

Tabela 5: Estimativas da regressão quantílica em painel com efeitos fixos penalizados

TMI	Quantil 10%	Quantil 25%	Quantil 50%	Quantil 75%	Quantil 90%
Fec	0,2998*** (0,0235)	0,2958*** (0,0211)	0,2964*** (0,0116)	0,2995*** (0,0186)	0,3366*** (0,0232)
Dens	0,8151*** (0,0724)	0,8787*** (0,0491)	0,9479*** (0,0409)	1,0771*** (0,0460)	1,1485*** (0,0595)
Estudo	-0,0436* (0,0235)	-0,0450*** (0,0173)	-0,0241 (0,0177)	-0,0355** (0,0177)	-0,0355* (0,0204)
Analf	1,1088*** (0,0968)	1,1243*** (0,0788)	1,0849*** (0,0620)	0,9754*** (0,0726)	0,8398*** (0,0881)
Pobcri	0,3559*** (0,0506)	0,4330*** (0,0335)	0,5027*** (0,0308)	0,5559*** (0,0346)	0,6115*** (0,0477)
RDPC	-0,1382*** (0,0237)	-0,1312*** (0,0169)	-0,1289*** (0,0150)	-0,1147*** (0,0147)	-0,0985*** (0,0233)
Água/Esgoto	0,0220 (0,0242)	0,0014 (0,0210)	0,0386** (0,0196)	0,0545*** (0,0203)	0,0180 (0,0292)
Constant	3,5642*** (0,1893)	3,5928 (0,1518)	3,5327*** (0,1279)	3,3851*** (0,1389)	3,1529*** (0,1789)

Nota: erros-padrão gerados por *bootstrap* com 1000 replicações. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados indicam que as variáveis das dimensões demografia, educação e vulnerabilidade são estatisticamente significativas e apresentam os sinais esperados para todos os quantis. Esse resultado vai ao encontro dos achados por Knust, Geurts e Van Den Berg (1995) e Chandola (2000).

Para a maioria dos controles com efeito positivo sobre a TMI, a magnitude do efeito pontual da elasticidade e da semielasticidade tende a se elevar (ainda que levemente) quando nos deslocamos da cauda esquerda para a cauda direita da distribuição, o que condiz com o formato das curvas de margens do modelo de contagem. No que toca aos anos de estudo e à renda domiciliar *per capita*, a magnitude do efeito negativo se reduz, o que condiz com a ideia de esgotamento dos efeitos dessas variáveis conforme nos aproximamos de valores mais baixos da TMI (nota-se a menor significância dos anos de estudo, em linha com as margens do modelo Poisson).

Ao longo da distribuição da TMI, as estimativas do impacto do percentual de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados continuam frágeis. Além da possível absorção da informação relevante de água\esgoto pelas outras variáveis, sabe-se que regiões que possuem menores níveis de TMI geralmente possuem melhores indicadores de desenvolvimento e, conseqüentemente, maior acesso a outros serviços de saúde (BEZERRA FILHO et al. 2007). De forma análoga, Gamper-Rabindran Khan e Timmins (2010), em estudo realizado para o Brasil, também constataram que o serviço de abastecimento de água possui associação com a mortalidade infantil apenas nos quantis mais altos.

5. Considerações finais

Este estudo teve por objetivo testar o efeito de potenciais determinantes da taxa de mortalidade infantil para os municípios brasileiros nos períodos censitários de 1991, 2000 e 2010. As maiores taxas de mortalidade infantil ainda se concentram nos municípios do Nordeste, mais especificamente nos municípios Fátima, João Dourado e Jussara, no estado da Bahia, ao contrário dos municípios da região Sul, como no município de Cachoeira do Sul, que apresentaram as menores taxas.

Para a análise econométrica, foram utilizadas três modelagens distintas em painel. Tanto no painel linear quanto nos modelos Poisson e na regressão quantílica, as variáveis socioeconômicas apresentaram influência na determinação da mortalidade infantil, mostrando-se relevantes para a melhoria do *status* de saúde da população brasileira.

Para a análise exploratória de dados espaciais (AEDE), foram utilizados o índice de Moran global univariado, diagrama de dispersão de Moran e índice de Moran local univariado. O índice global mostrou que há evidências de autocorrelação espacial positiva, indicando que os municípios que possuem alta (baixa) TMI estão circundados por municípios que possuem alta (baixa) TMI, revelando assim um efeito de transbordamento da TMI.

A renda domiciliar *per capita* apareceu como um dos principais determinantes do número de óbitos infantis, com efeitos mais persistentes se comparados aos anos de estudo ou fecundidade, por exemplo. Esses resultados estão de acordo com a literatura sobre o tema: já que o Brasil possui fortes disparidades socioeconômicas, um dos meios de mais rápido retorno sobre a redução da TMI, além da elevação da renda real e redução da desigualdade, seria o investimento em programas de conscientização e prevenção da natalidade em regiões menos favorecidas, a fim de reduzir a taxa de fecundidade entre os vulneráveis, além de facilitar o acesso à educação.

Vale ressaltar, entretanto, que todas as dimensões socioeconômicas carecem de investimento e atenção, para que sejam alcançados melhores níveis de qualidade de vida e assim reduza-se a taxa de mortalidade infantil nos municípios brasileiros. Para trabalho futuros, sugere-se utilizar uma frequência temporal mais alta, a exemplo de dados anuais, verificando-se a robustez dos impactos das dimensões socioeconômicas em outras *proxys* que representem o *status* de saúde da população, além da importante análise dos diferenciais regionais.

Referências

- ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Editora Alienea, 2012.
- ALVES, D.; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. *Economics and Human Biology*, v. 2, n. 3, p. 391-410, 2004.
- AMONKER, R. G.; BRINKER, G. Determinants of infant and child mortality in India. *International Review of Modern Sociology*, v. 27, n. 2, p. 1-22, 1997.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- BEZERRA FILHO, J. G.; PONTES, L. R. S. K.; BARRETO, M. L. Mortalidade infantil e contexto socioeconômico no Ceará, Brasil, no período de 1991 a 2001. *Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil*, v. 7, n. 2, p. 135-142, 2007.
- BOING, A. F.; BOING, A. C. Mortalidade infantil por causas evitáveis no Brasil: um estudo ecológico no período 2000-2002. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 24, n. 2, p. 447-455, 2008.
- BRAVEMAN, P. Health disparities and health equity: concepts and measurement. *Public Health*, v. 27, p. 167-194, 2006.
- CALLING, S. LI, X.; SUNDQUIST J.; SUNDQUIST, K. Socioeconomic inequalities and infant mortality of 46 470 preterm infants born in Sweden between 1992 and 2006. *Pediatric and Perinatal Epidemiology*, v. 25, n. 4, p. 357-365, 2011.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Regression Analysis of count Data*. 2ª ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.
- CHANDOLA T. Social class differences in mortality using the new UK National Statistics Socio-Economic Classification. *Social Science & Medicine*, v. 50, n. 5, p. 641-649, 2000.
- COCHRANE, S. H.; OHARA, D. J.; LESLIE, J. *The effects of education on health*. Popline Health, Washington, D.C., World Bank, 1980. (Working Paper, n. 405).
- COSTA, M.C. N.; MOTA, E. L. A.; PAIM, J. S.; SILVA, L. M. V.; TEIXEIRA, M. G.; TEIXEIRA, C. M. C. Mortalidade infantil no Brasil em períodos recentes de crise econômica. *Revista de Saúde Pública*, v. 37, n. 6, p. 699-706, 2003.
- DUARTE C. M. R. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 23, n. 5, p. 1511-28, 2007.
- FERREIRA, C. E. C. Saneamento e mortalidade infantil. *São Paulo em Perspectiva*, v. 6, n. 4, p. 62-69, 1992.
- FORMIGA, M. C.; RAMOS, P. C. F. Influência dos fatores socioeconômicos na sobrevivência de crianças menores de 5 anos de idade, no estado do Rio Grande do Norte. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 13, 2002. *Anais... Ouro Preto: ABEP*, 2002.
- GAMPER-RABINDRAN, S.; KHAN, S.; TIMMINS, C. The impact of piped water provision on infant mortality in Brazil: A quantile panel data approach. *Journal of Development Economics*, v. 92, n. 2, p. 188-200, 2010.
- GERONIMUS, A T. The weathering hypothesis and the health of African-American women and infants: evidence and speculations. *Ethnicity & Disease*, v. 2, n. 3, p. 207-221, 1992.

- GOLDANI, M. Z.; BARBIERI, M. A.; BETTIOL, H.; BARBIERI, M. R.; TOMKINS A. Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city. *Revista de Saúde Pública*, v. 35, n. 3, p. 256-261, 2001.
- GOLDMAN, F.; GROSSMAN, M.; NESBITT, W. S.; MOBILIA, P. Determinants of interest rates on tax-exempt hospital bonds. *Journal of Health Economics*, v. 12, n. 4, p. 385-410, 1993.
- GROSSMAN, M. *The demand for health: a theoretical and empirical investigation*. New York: National Bureau of Economic Research, 1972a.
- GROSSMAN, M. On the conception of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*. v. 80, n. 2, p. 223-255, 1972b.
- HERNANDEZ, A. R. et al. Análise de tendências das taxas de mortalidade infantil e de seus fatores de risco na cidade de Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil, no período de 1996 a 2008. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 27, n. 11, p. 2188-2196, 2011.
- HILBE, J. M. *Negative Binomial Regression*. 2ª ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2011.
- HILBE, J. M. *Modeling Count Data*. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.
- HSIAO, C. *Analysis of panel data*. New York: Cambridge University Press, 2014.
- HUNTER, P. R.; MACDONALD, A. M.; CARTER, R. C. Water supply and health. *PLoS Medicine*, v. 7, n. 11, p. 1-9, 2010.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua* (2017). Rio de Janeiro: IBGE, 2017.
- ISSLER, R.; GIUGLIANI, E. R.J., KREUTZ, G. T., MENESES, C. F.; JUSTO, E. B.; KREUTZ, V. M.; PIRES, M. Poverty levels and children's health status: study of risk factors in an urban population of low socioeconomic level. *Revista de Saúde Pública*, v. 30, n. 6, p. 506-511, 1996.
- KIM D, SAADA A. The social determinants of infant mortality and birth outcomes in Western developed nations: a cross-country systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 6, n. 10, p. 2296-335, 2013.
- KINFU, Y. Maternal education and child survival in Addis Ababa. *The Ethiopian Journal of Health Development*, v. 6, n. 1, p. 11-15, 2017.
- KNUST, A. E.; GEURTS, J. J. M.; VAN DEN BERG, J. International variation in socioeconomic inequalities in self-reported health. *Journal Epidemiol Community Health*, v. 49, n. 2, p. 117-23, 1995.
- KOENKER R.; BASSETT JUNIOR, G. Regression quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.
- KOENKER, R. Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, v. 91, n. 1, p. 74-89, 2004.
- LANSKY, S.; FRICHE, A. A. L.; SILVA, A. A. M.; CAMPOS, D.; BITTENCOURT, S. D. A.; CARVALHO, M. L.; FRIAS, P. G.; CAVALCANTE, R. S.; CUNHA, A. J. L. A. Pesquisa Nascido no Brasil: perfil da mortalidade neonatal e avaliação da assistência à gestante e ao recém-nascido. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 30, n. 1, p. 192-207, 2014.

- LAURENTI, R. JORGE, M. H. P. M.; LEBRÃO, M. L.; GOTLIEB, S. I. D. *Estatística de saúde*. São Paulo: EPU, 2005.
- LEAL, M. C.; BITTENCOURT, S. D. A.; TORRES, R. M. C.; NIQUINI, R. P.; SOUZA JÚNIOR, P. R. B. Determinantes do óbito infantil no Vale do Jequitinhonha e nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, v. 51, n. 12, p. 1-9, 2017.
- MACKENBACH, J. P.; KUNST, A. E. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Social Science & Medicine*, v. 44, n. 6, p. 757-771, 1997.
- MAIA, L. T. S.; SOUZA, W. V.; MENDES, A. C. G. Diferenciais nos fatores de risco para a mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras: um estudo de caso-controle com base no SIM e no SINASC. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 28, n. 11, p. 2163-2176, 2012.
- MAYDANA, E.; SERRAL, G.; BORRELL, C. Socioeconomic inequalities and infant mortality in Bolivia. *Revista panamericana de salud publica*, v. 25, n. 5, p. 401-410, 2009.
- MONTEIRO, R. A.; SCHMITZ, B. A. S. Infant mortality in the Federal District, Brazil: time trend and socioeconomic inequalities. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 23, n. 4, p. 767-774, 2007.
- MORAN, P. The interpretation of statistical Maps. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.
- NORONHA, K. V. M. S.; ANDRADE, M. V. *O efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde individual no Brasil*. Brasília: IPEA. 2007.
- PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Atlas do desenvolvimento humano no Brasil*. 2013. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>. Acesso em: 20 de junho de 2018.
- RIBEIRO, V. S.; SILVA, A. A. M.; BARBIERI, M. A.; BETTIOL, H.; ARAGÃO, V. M. F., COIMBRA, L. C.; ALVES, M. T. S. S. B. Infant mortality: comparison between two birth cohorts from Southeast and Northeast, Brazil. *Revista de Saúde Pública*, v. 38, n. 6, p. 773-779, 2004.
- ROSE G. Sick individuals and sick populations. *International Journal of Epidemiology*, v. 30, n. 3, p. 427-32, 2001.
- SEN, A. *Desenvolvimento como liberdade*. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.
- SHIMAKURA, S. E; CARVALHO, M. S.; AERTS, D. R. G. C.; FLORES, R. Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 17, n. 5, p. 1251-1261, 2001.
- SZWARCWALD C. L.; LEAL, M. C.; CASTILO, E. A.; ANDRADE; C. T. Mortalidade infantil no Brasil: Belíndia ou Bulgária?. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 13, n. 3, p. 503-16, 1997.
- THOMPSON, W. S. Population. *American Journal of Sociology*, v. 34, n. 6, p. 959-975, 1929.
- TRAVASSOS, C.; VIACAVA F.; FERNANDES, C.; ALMEIDA, C. M. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. *Revista de Ciência e Saúde Coletiva*, v. 5, n. 1, p. 133-149, 2000.
- VERMELHO L. L., COSTA A. J. L., KALE P. L. *Epidemiologia e indicadores de saúde*. São Paulo: Atheneu, 2002.

VICTORA, C. G.; CAMPOS, G. G. W. S.; BONFIM, J. R. A. *Epidemiologia da desigualdade: um estudo longitudinal de 6.000 crianças brasileiras*. São Paulo: HUCITEC, 1988.

WAGSTAFF, A. Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries. *Bull World Health Organization*, v. 78, n. 1, p. 19-29, 2000.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2010.


ORCID

Valéria Andrade Silva  <https://orcid.org/0000-0003-3316-7459>

Fábio Rodrigues de Moura  <https://orcid.org/0000-0002-6532-110X>

Fernanda Esperidião  <https://orcid.org/0000-0002-8580-2090>

Caio Henrique Mota Silva Baptista  <https://orcid.org/0000-0002-1999-2068>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.