



UNIVERSIDADE FEDERAL
DE ALAGOAS

UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS FACULDADE DE ECONOMIA,
ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE - FEAC
MESTRADO EM ECONOMIA APLICADA – CMEA

BÁRBARA RAYSSA DE LIMA SIQUEIRA

**EFEITOS DA EDUCAÇÃO SOBRE A SAÚDE NA REGIÃO NORDESTE:
EVIDÊNCIAS COM BASE EM UM PAINEL ESPACIAL**

Maceió
2020

BÁRBARA RAYSSA DE LIMA SIQUEIRA

**EFEITOS DA EDUCAÇÃO SOBRE A SAÚDE NA REGIÃO NORDESTE:
EVIDÊNCIAS COM BASE EM UM PAINEL ESPACIAL**

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de mestre. Curso de Mestrado em Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, da Universidade Federal de Alagoas.

Orientador: Prof. Dr. Anderson Moreira
Aristides dos Santos

Maceió
2020

**Catálogo na fonte Universidade
Federal de Alagoas Biblioteca
Central
Divisão de Tratamento Técnico**

Bibliotecário: Marcelino de Carvalho Freitas Neto – CRB-4 – 1767

S618e Siqueira, Bárbara Rayssa de Lima.

Efeitos da educação sobre a saúde na região Nordeste : evidências com base em um painel espacial / Bárbara Rayssa de Lima Siqueira. – 2020.

62 f. : il.

Orientador: Anderson Moreira Aristides dos Santos.

Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Alagoas. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Programa de Pós-Graduação em Economia. Maceió, 2020.

Bibliografia: f. 57-62.

1. Educação. 2. Saúde. 3. Mortalidade infantil. 4. Análise espacial (Estatística). I. Título.

CDU: 330.34(812/813)

A minha família.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por sempre ser meu guia, amparo e fortaleza. A minha fé e amor em Deus me mantiveram firmes para enfrentar todas minhas dificuldades e nunca desistir.

Aos meus pais Sandra e João por todo amor, apoio e por sempre me darem colo e conselhos nos dias de angústia. Sem vocês eu não conseguiria.

As minhas irmãs por todo companheirismo

A minha Tia Simone por todas as sábias palavras a minha reportadas durante toda essa trajetória. E a toda minha família.

Aos amigos-família que fiz na cidade de Maceió- AL, que tornaram essa caminhada mais leve, Aldiana, Arthur, Arcenor, Lívia, Jefferson, Josiane, Natália e Tatiane.

A minha turma de mestrado.

A todos os meus amigos.

Ao meu orientador Anderson, pela ajuda, confiança, compreensão, paciência e por todos os conhecimentos compartilhado na construção dessa dissertação.

À Capes, pelo apoio financeiro.

A todos minha gratidão.

“everything is related to everything else, but near things are more related than distant things” (Tobler, 1970 p.236)

RESUMO

Esse trabalho busca entender como se distribui o desenvolvimento socioeconômico sob uma perspectiva regional com indicadores de amplo uso, notadamente utilizando determinantes de saúde com foco na educação, destacando os possíveis efeitos espaciais decorrentes dessa distribuição. O objetivo principal dessa pesquisa é examinar o efeito da educação sobre a saúde no Nordeste do Brasil, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento dos últimos três censos populacionais (1991, 2000 e 2010) por meio de um modelo de painel espacial dos dados municipais. Esta dissertação busca contribuir como base para futuros trabalhos, ao focar na análise da região Nordeste, através de um painel espacial. Os resultados mostram que a educação é significativa seja através de sua mensuração pela taxa de analfabetismo como pela expectativa de anos de estudo, resultado robusto obtido a partir da análise dos três indicadores de saúde: esperança de vida ao nascer, taxa de mortalidade infantil e taxa de mortalidade na infância. O modelo de painel espacial, principalmente para a variável expectativa de anos de estudo sobre as taxas de mortalidade, apresenta um efeito de transbordamento significativo, confirmando a hipótese levantada nesse estudo. Desta forma, políticas educacionais são importantes, principalmente levando em consideração à questão regional e espacial, neste caso, essa possível integração pode ser importante na busca de desenhos e implementação de políticas públicas.

Palavras chaves: Educação, Saúde, Mortalidade infantil, Desenvolvimento, Painel espacial.

ABSTRACT

This work aims to understand how socioeconomic development is distributed from a regional perspective with widely used indicators, notably using health and education determinants, drawing attention to the possible spatial effects resulting from this distribution. The main objective of this research is to examine the effect of education on health in Northeastern Brazil by using a spatial panel model of municipal data based on data from Atlas do Desenvolvimento from the last three population censuses (1991, 2000 and 2010). This dissertation aims to contribute as a basis for future works by focusing on the analysis of the Northeast region, through a spatial panel. The results show that education is significant both through its measurement of the illiteracy rate and also by the expectation of years of study, which is a robust result, obtained from the analysis of the three health indicators: life expectancy at birth, infant mortality rate, and rate of childhood mortality. The spatial panel model, mainly for the variable of expectation of years of study on mortality rates, has a significant spillover effect, confirming the hypothesis raised in this study. Thus, educational policies are important, especially taking into account the regional and spatial issues; in this case, this possible integration may be important in the search for designs and implementation of public policies.

Keywords: Education, Health, Infant mortality rate, Development, Space panel.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Variáveis de Controle de Saúde e Educação	27
Quadro 2 – Variáveis Socioeconômicas de Controle	29

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Taxa de Mortalidade Infantil dos Estados Brasileiros no ano de 2010 ...40

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 -Distribuição no espaço da taxa de mortalidade infantil em 1991 (a) e 2010 (b) no Brasil.....	41
Figura 2 - Distribuição da taxa de analfabetismo em 1991 (a) e 2010 (b) no Brasil.	43
Figura 3 - Diagrama de Espalhamento de Moran da Taxa de Mortalidade Infantil em 1991 (a) e 2010 (b) e da Taxa de Analfabetismo em 1991(a) e 2010 (b) no Brasil...	45
Figura 4 - Relação da Interação espacial da taxa de Mortalidade Infantil em 1991 e 2010 no Brasil.	46
Figura 5 - Relação da Interação Espacial da Taxa de Analfabetismo em 1991(a) e 2010 (b) no Brasil.....	47

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Relação dos dez municípios do Nordeste que apresentaram as menores e maiores Taxa de Mortalidade Infantil para o ano de 2010	42
Tabela 2 - Relação dos dez municípios do Nordeste que apresentaram as menores e maiores Taxa de Analfabetismo para o ano de 2010	44
Tabela 3 - Painel de Efeito Fixo sem Efeitos Espaciais para Taxa de Analfabetismo	49
Tabela 4 - Painel de Efeitos Fixos sem Efeitos Espaciais para a Expectativa de Anos de Estudo	50
Tabela 5 - Painel de Espacial de Efeitos Fixos para Taxa de Analfabetismo (SAC).	51
Tabela 6 - Efeitos diretos e indiretos da taxa de analfabetismo sobre a saúde	52
Tabela 7 - Painel de Efeito Espacial Fixo para a Expectativa de Anos de estudos (SAC)	53
Tabela 8 - Efeitos diretos e indiretos da expectativa de anos de estudo sobre a saúde	54

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	13
2. ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	17
2.1 Relação teórica entre educação e saúde e evidências empíricas internacionais	17
2.2 Evidências Empíricas da relação entre educação e saúde no Brasil	20
2.2.1 Evidências a partir de dados agregados.....	21
2.2.2 Evidências a partir de dados individuais	23
3. METODOLOGIA	26
3.1 Base Dados Agregados	26
3.1.1 Base de Dados e Espaço Amostral	26
3.2 Modelo De Painel Espacial	30
3.2.1 Dependência Espacial	30
3.2.2 Autocorrelação Espacial	30
3.2.3 Modelo de Efeitos Fixos e Efeito Aleatório Espaciais	34
3.2.4 Modelos de Estimação Espacial	37
4. ANÁLISE DE RESULTADOS	40
4.1. Estatísticas Descritivas Gerais	40
4.2 Análise Espacial Descritiva	44
4.3 Análise Econométrica	48
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	55
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	57

1. INTRODUÇÃO

O desenvolvimento de um país pode ser mensurado por um conjunto de indicadores relativos às dimensões saúde, saneamento, renda da população, educação, produto interno bruto, entre outros, algumas variáveis contêm dados que vão além da mensuração do crescimento econômico (BARUFI, 2009). Em busca desse desenvolvimento, são utilizados determinantes, podendo ser esses de saúde, educação, renda, bem-estar, entre outros, capazes de fornecer informações robustas para que se possa avaliar de forma mais específica como de fato ocorre o desenvolvimento e quais os determinantes mais significativos para uma dada região, sendo possível através do estudo desses fatores, identificar qual o nível de desenvolvimento do local analisado.

Destaca-se como similitude para esse trabalho um dos meios implantados pela Nações Unidas para atingir os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), que é a utilização da mortalidade infantil como uma das variáveis utilizadas como grau de desenvolvimento dos países, regiões, estados e municípios.

No ano de 2015, a proposta das Nações Unidas para redução da taxa de mortalidade infantil não foi alcançada por países mais pobres, notadamente aqueles do Sudeste Asiático e África Subsaariana. Observa-se, ainda, a ocorrência de grandes diferenças nessa redução quando se compara a taxa média de redução da mortalidade infantil alcançada por países mais desenvolvidos (MARIANO; MARTA, 2018). As evidências constatadas por Mariano e Marta (2018) corroboram com os realces pontuados frente ao acompanhamento da redução da taxa mortalidade infantil realizados pelas Nações Unidas, mostrando que há uma relação dessa variável com o perfil socioeconômicos das regiões. Souza et al. (2015) também corroboram sobre a evidência de que uma elevada taxa de mortalidade infantil está correlacionada com os baixos níveis socioeconômicos de uma região.

Os níveis socioeconômicos pelos quais está relacionando os índices de mortalidade infantil é de grande relevância para essa análise, visto que buscar-se-á mensurar como a educação pode influenciar na saúde a partir desses determinantes. Como as variáveis de educação e saúde detêm esses efeitos socioeconômicos,

procurou-se utilizar o melhor indicador de saúde pelo qual seria possível captar com maior visibilidade esse efeito (MOSLEY; CHEN, 1984).

O status de saúde atingido em muitos países, até mesmo os desenvolvidos, e em subgrupos populacionais tem sido inferior ao nível considerado desejável. Miguel e Bugalho (2013) perceberam que o status de saúde está fortemente relacionada a forma em como os indivíduos se comportam, sendo que o comportamento está conectado com às restrições materiais que essas pessoas enfrentam no decorrer de suas atividades. A relação do referido estado de saúde atrelado a restrições materiais, leva ao questionamento de quais fatores são responsáveis para redução de restrições, e quais os possíveis meios podem ser empregados na busca de um melhor status de saúde?

Partindo dessa interrogativa, compreende-se que a educação proporciona mais conhecimento sendo o melhor meio para obtenção de informação, atuando dessa maneira como uma ferramenta na melhoria do bem-estar do indivíduo. De acordo com Soares (2007) com uma maior rede de conhecimento, maior se torna a busca por uma melhor qualidade de vida, induzindo os indivíduos a demandarem mais saúde.

Com um aporte maior de informações, tornam-se mais diversificadas as possibilidades de auferir rendas mais elevadas e assim buscar uma melhor qualidade de vida, reduzindo as restrições sociais e como identificado, menores restrições sociais elevam a qualidade de saúde dos indivíduos. Com a finalidade de contribuir para esse debate sobre a influência da educação na saúde foram selecionados os indicadores de educação e saúde a serem analisados por um modelo de dados agregados para a região Nordeste. Na literatura, encontram-se trabalhos que aplicaram os mesmos indicadores de saúde e educação para suas análises econômicas, porém nenhum utilizou o modelo espacial abordado nesta pesquisa.

O Nordeste foi a região escolhida para a análise por ser a região em que os estados apresentam piores indicadores sociais, com destaque para os indicadores usados nessa pesquisa, sendo assim, essa região é um alvo interessante para analisar como a educação influencia os indicadores de saúde.

Assim, a pergunta principal desta dissertação é: qual o efeito da educação na saúde na região Nordeste? Neste caso, o objetivo desse estudo é examinar o efeito da educação sobre a saúde no Nordeste do Brasil, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento dos últimos três censos (1991, 2000 e 2010).

Para responder a referida problemática, essa dissertação alinha como objetivo específico o estudo baseado em revisão da literatura internacional e nacional sobre as evidências das relações entre a educação e as saúde; uma análise da evolução da taxa da mortalidade infantil na Região Nordeste no últimos três censos e a mensuração do efeito espacial entre os municípios vizinhos decorrente dos indicadores de impacto utilizados da educação sobre a saúde, por meio de um modelo de painel espacial dos dados municipais.

Para melhor responder a este objetivo, usa-se o modelo de dados em painel espacial tendo como variável dependente a taxa de mortalidade infantil, taxa de mortalidade na infância até 5 anos e esperança de vida ao nascer, e como variáveis explicativas dados demográficos, sanitários e de perfil socioeconômico. O trabalho inova ao considerar a análise espacial como fator a ser incorporado no estudo da relação entre educação e saúde, buscando demonstrar como essa relação torna-se eficiente para o melhoramento do desenvolvimento e especificamente pontua um meio pelo qual é possível melhorar os índices de mortalidade infantil e a expectativa de vida ao nascer. Ainda tem o diferencial de analisar esses dados em uma dimensão espacial para região Nordeste, dada a amostra utilizada e a base de dados esse trabalho visa contribuir para a literatura de economia da saúde e para pesquisas de análises espacial.

Dada a importância dessa análise no contexto econômico e social, até aqui pontuada, este estudo é relevante ao investigar e buscar compreender como a educação está associada à saúde, e como essa relação torna-se viável para investigar e tratar os problemas de desenvolvimento. A análise espacial, utilizada na pesquisa, permitirá identificar quais os municípios estão mais predispostos a aferir piores indicadores e se há ocorrência de um efeito transbordamento entre os municípios vizinhos.

De acordo com Miguel e Bugalho (2013), a saúde tem que ser vista como um dos principais objetivos do desenvolvimento, sendo por direito próprio e por poder integrá-la em planos nacionais de desenvolvimento social e econômico. Desta forma o resultado aqui obtido pode apresentar relevância e subsídios para políticas públicas, podendo essas serem mais bem alocadas no serviço de tratamento desses indicadores. Segundo Andrade et al. (2013), ainda que avanços na qualidade da

saúde tenham sido alcançados, as desigualdades regionais e socioeconômicas na saúde no Brasil são marcantes.

Além desta breve introdução, composta pela definição da problemática, pelos objetivos e a justificativa, a presente pesquisa apresenta mais quatro capítulos. O Referencial Teórico que, por sua vez, se divide em dois momentos distintos. No primeiro momento será apresentado a relação teórica entre educação e saúde. Na segunda parte, será apresentado as evidências empíricas da relação entre educação e saúde no Brasil, trazendo uma abordagem tanto com dados agregados como dados individuais. No terceiro capítulo, será apresentada a metodologia utilizada para o seguimento deste estudo, a qual será apresentado o modelo de análise em painel espacial, sendo seguido dos resultados e considerações finais.

2. ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Neste capítulo discutimos as evidências teóricas e empíricas dos efeitos da educação sobre a saúde. Primeiramente, serão discutidas as questões teóricas acerca da relação entre esses indicadores. Posteriormente, na abordagem empírica, além de trabalhos que utilizam dados agregados como na presente dissertação, para um melhor entendimento da relação entre essas variáveis, também serão apresentados trabalhos que utilizam microdados em nível do indivíduo.

2.1 Relação teórica entre educação e saúde e evidências empíricas internacionais

A literatura que aborda o tema de economia da saúde (GROSSMAN, 2000; ALVES; LLERAS-MUNEY, 2005; MAZUMDER, 2008; ALBOUY E LEQUIEN, 2009.), apresenta a existência de uma estreita relação entre os indicadores de saúde e as variáveis socioeconômicas, com destaque para a escolaridade e renda.

É sabido que em média pessoas mais instruídas conseguem melhores oportunidades no mercado de trabalho, auferindo uma maior renda e assim contribuindo para o melhoramento dos índices de produtividade econômica. Para Grossman (2000) o nível educacional possui ainda uma relação causal com renda e com a ocupação no mercado de trabalho, dessa maneira o efeito bruto da escolaridade na saúde pode demonstrar ainda o seu impacto no status socioeconômico.

Grossman (2000) em seu modelo de capital humano da demanda por saúde, aprofundando seu modelo inicial de 1972, busca esclarecer a correlação positiva entre a saúde e a escolaridade. O autor buscou demonstrar como pode ocorrer essa correlação a partir de três maneiras. Primeiro, pode existir um efeito causal que vai de aumentos da escolaridade sobre as melhorias na saúde. A segunda se dá a partir de uma melhor saúde sobre maior escolaridade. E ainda, pode não haver nenhuma relação causal, mas apenas uma correlação, sendo então utilizada uma terceira variável que pode afetar tanto a saúde quanto a escolaridade na mesma direção (GROSSMAN, 2000).

Para esse autor, a relação de interesse é a possível causalidade da escolaridade impactando nos resultados de saúde; dado que pela abordagem teórica do modelo de Grossman, as pessoas mais educadas são produtores mais eficientes de saúde. Grossman (2000) define a eficiência produtiva como uma situação em que indivíduos mais educados obtêm um maior *output* de saúde dadas as quantidades de insumos endógenos. Já a eficiência distributiva se refere a uma situação na qual a escolaridade aumenta as informações sobre os efeitos reais dos insumos de saúde.

Grossman (2000) identifica que mais anos de escolaridade são correlatos mais significativos sobre ter uma boa saúde. Essa observação surge quando esses níveis de saúde são medidos através da saúde autoavaliada, taxas de mortalidade, taxa de morbidade ou indicadores fisiológicos da saúde, podendo ser esses dados investigados a nível individual ou mesmo agregados. O autor evidencia que a escolaridade é a variável de correlação mais importante da saúde, quando comparada com as duas outras que também captam a relação de status socioeconômico: renda e ocupação.

Identificada a correlação entre a educação e saúde, inicialmente por Grossman (1972) e Grossman (2000) usando a relação de capital humano e como essas variáveis relacionam-se para melhoramento do bem-estar. Pesquisas posteriores aprofundaram algumas análises buscando então demonstrar teoricamente e empiricamente como a educação pode efetivamente manter uma relação casual com os índices de saúde.

Em relação à empiria internacional que se baseia no modelo de Grossman, algumas pesquisas internacionais se basearam nas mudanças das leis de escolaridades para medir o quanto a educação está relacionada com a saúde a partir de indicadores de mortalidade, saúde auto avaliada, nunca ter fumado e o índice de massa corporal. Sendo essas leis de escolaridades obrigatória, implementadas pelos formuladores de políticas a nível estadual ou federal, fornecendo então uma fonte de variação exógena nos anos de escolaridade concluída e ainda são variáveis instrumentais válidas se os anos de escolaridade não estiverem correlacionados com os resultados de saúde (EIDE, SHOWALTER; 2011).

Entre os estudos que utilizam a escolaridade obrigatória para identificação, vários examinaram a mortalidade como um resultado de saúde. Entre eles estão os trabalhos de Lleras-Muney (2005); Mazumder (2008) e Albouy e Lequien (2009).

O trabalho de Lleras-Muney (2005) se destaca como pioneiro na análise causal entre mortalidade e educação. Lleras-Muney (2005) usa a variação nas leis de escolaridade obrigatória nos Estados ao longo do tempo para identificar os efeitos da educação na mortalidade, tendo com base nos dados do Censo dos EUA de 1960, 1970 e 1980, concluindo que entre os brancos um ano adicional de escolaridade reduz em 60% a taxa de mortalidade em dez anos.

Mazumder (2008) reanalisa e amplia o estudo de Lleras-Muney usando uma amostra mais ampla do censo dos EUA. Mazumder realiza a análise usando os dados da Pesquisa de Renda e Participação em Programas. Os resultados demonstram que há um grande efeito da educação no estado geral de saúde de um indivíduo devido às leis de escolaridade obrigatória.

Albouy e Lequien (2009) buscaram saber se a educação obrigatória estava relacionada com a diminuição da mortalidade com embasamento em duas mudanças que ocorreram nas leis de escolaridade obrigatória na França. Os autores descobriram que essas reformas causaram um aumento nos níveis de educação, mas não houve um resultado significativo dessa variável em relação à diminuição da mortalidade.

Logo o resultado da análise de Albouy e Lequien (2009), não corroboram com os achados por Lleras-Muney (2005) e Lillard e Molloy (2010) e ambas as análises realizadas com dados do censo dos EUA tiveram como conclusão a relação de um efeito significativo da educação na mortalidade.

Há ainda evidência da causalidade entre educação e saúde a partir das reformas escolares, que utilizaram como indicador de saúde, a saúde autorreferida, o índice de massa corporal e um indicador de nunca ter fumado.

A partir das reformas escolares dinamarquesas, Arendt (2005) utilizou esses instrumentos para medir o efeito da educação na saúde, sendo eles especificadamente a saúde autorreferida, o índice de massa corporal e um indicador de nunca ter fumado. O autor em sua análise estimou um painel de dados

dinamarquês para os períodos de 1990 e 1995. Em sua conclusão Arendt (2005) obteve como resultado que um maior tempo de estudo está associado a uma melhor saúde autorreferida, tanto para homens quanto para as mulheres.

Silles (2009) também testa a relação de causalidade entre a educação e saúde, utilizando como indicador a saúde autorreferida. O autor usa dados do General Household Survey para Inglaterra, Escócia e País de Gales (seções transversais agrupadas entre 1980 e 2003/2004), e as mudanças de 1947 e 1973 nas leis de escolaridade obrigatória do Reino Unido para testar se há uma relação causal entre a educação e medidas de saúde autorreferida. Silles (2009) corrobora com Arendt (2005) em seus resultados concluindo que as estimativas fornecem evidências causais de uma relação entre educação e estado de saúde.

Nesta breve revisão de estudos que abordaram investigar se há uma relação entre saúde e educação, podemos concluir empiricamente que essas variáveis possuem correlação. Tanto no modelo de demanda por saúde apresentando por Grossman, como na análise de causalidade a partir de reformar escolar apresentado pelos autores Albouy e Lequien (2009), Lillard e Molloy (2010) e Lleras-Muney (2005) que usaram o indicador de mortalidade e Arendt (2005) e Silles (2009) que utilizaram a saúde autorreferida como indicador de saúde. Embora a evidência apresentada por Lillard e Molloy (2010) conclui que não há um resultado significativo entre essas variáveis, ainda assim é possível identificar uma significativa correlação entre saúde e educação.

2.2 Evidências Empíricas da relação entre educação e saúde no Brasil

As pesquisas nacionais utilizaram a mortalidade infantil, demanda por saúde dos indivíduos e expectativa de vida ao nascer como indicadores de saúde, e a partir deles mensuram o quanto a educação se relaciona com a saúde e sua influência no âmbito socioeconômico e político, e como esses resultados podem interferir no desenvolvimento e crescimento econômico, além do bem-estar social.

As análises encontradas sobre o tema educação e saúde, absorvem dois tipos de dados, os individuais e os agregados, ambos sendo capazes de transmitir resultados significativos sobre essa relação. As duas subseções a seguir, apresentam os trabalhos empíricos nacionais mais relevantes que utilizaram esses dados.

Primeiro apresenta-se os estudos feitos sobre dados agregados, e posteriormente as pesquisas que utilizaram os dados individuais.

2.2.1 Evidências a partir de dados agregados

Essa seção apresenta evidências da relação entre educação e saúde para dados agregados, considerando apenas as estudo realizados para o Brasil.

A partir de uma análise de dados agregados sobre a mortalidade infantil no Brasil, tem-se como destaque Alves e Belluzzo (2004) que investigaram os determinantes da mortalidade infantil no nível municipal, fornecendo ainda uma análise de quais fatores a nível individual afetam a saúde da criança. Os autores estimaram um modelo de dados estáticos e dinâmicos em painel para quatro censos, no período de 1970 a 2000. O modelo estático foi estimado a partir de três métodos: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Efeito Fixos (EF) e Primeira Diferença (PD). O modelo dinâmico foi estimado através do Método dos Momentos Generalizados (GMM) de Arellano e Bond (1991). Os autores encontram que dentre as variáveis explicativas utilizadas no modelo de regressão com correção da endogeneidade, a partir de uma matriz de instrumentos, a educação apresentou a maior importância, sendo que um ano adicional na educação reduziu a mortalidade infantil em 7%, correspondendo a uma redução na taxa de mortalidade infantil de 34 para 31 óbitos por mil nascidos vivos.

O trabalho de Soares (2007) aproxima-se da análise feita por Alves e Belluzzo (2004), fazendo o uso de dados a nível municipal no período entre 1970 e 2000, para descrever o padrão de redução da mortalidade, contudo, analisando também a expectativa de vida. Fazendo uso das técnicas de painel dinâmico de Arellano e Bond (1991), Soares (2007), avaliaram que a educação, acesso a água e saneamento explicam 38% da variação da expectativa de vida da amostra dentro do município, sendo que 16% dessas variações correspondem à redução do analfabetismo. No que se refere aos determinantes da redução da mortalidade nos países em desenvolvimento, Soares (2007) identificou que uma maior esperança de vida pode não estar relacionada com maior renda. Constatando ainda que no Brasil essa melhora na expectativa de vida está potencialmente relacionada com as melhorias na educação e na infraestrutura de saúde pública.

Souza e Filho (2008) também buscaram analisar quais os principais fatores determinantes da mortalidade infantil em cada estado da Região Nordeste do Brasil, com base nos dados do “Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil” no ano de 1991 e 2000 para todos os municípios brasileiros. Os dados referentes aos gastos públicos com saúde e saneamento foram coletados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA). Os resultados mostraram uma redução nas taxas de mortalidade infantil de 31,8%, sendo que essa queda teve maior representatividade para os estados que tiveram maior acesso à água, encanada, redução de fecundidade e analfabetismo e renda per capita, sendo esses: Rio Grande do Norte, Bahia, Ceará e Alagoas. Vale ressaltar que o um maior acesso à educação se apresentou como uma variável significativa para redução da mortalidade infantil em todos os estados, sendo esse resultado verificado no modelo aplicado por Souza e Filho(2008).

Partindo da mesma abordagem teórica e utilizando o mesmo método de dados em painel que Souza e Filho (2008), Souza et al. (2015) em sua pesquisa buscou mensurar e analisar os fatores determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil no Brasil para o período de 2001 e 2011. Os autores obtiveram como resultados que os fatores socioeconômicos são os principais determinantes da redução da TMI, identificando ainda que a desigualdade de renda contribui para uma acentuada elevação dessa taxa.

Mendonça e Motta (2008) buscaram demonstrar como uma melhoria na cobertura de saneamento pode influenciar na redução da taxa de mortalidade na infância. Para tal foi utilizado um modelo econométrico de dados em painel para todos os estados brasileiros no período de 1981 a 2001. Os autores encontram que reduções da mortalidade infantil ocorrem principalmente pelas vias de acesso aos serviços de saneamento e pela redução do analfabetismo. Os autores Mendonça e Motta (2008) ainda realizaram uma estimação em relação aos custos médios de salvar uma vida para cada tipo de serviço inserido no modelo, concluindo então que a contínua redução do analfabetismo garante a alternativa mais barata para baixar mais ainda a incidência da mortalidade na infância.

Os resultados evidenciaram a importância de políticas públicas mais eficientes, que sejam direcionadas para melhoramento da educação, saneamento e geração e distribuição de renda, alcançando um maior nível desenvolvimento. As conclusões obtidas nessas investigações corroboram com Barufi, Haddad e Paez (2011) que enfatizam a

importância do papel das políticas públicas para o desenvolvimento das regiões, sendo utilizado também como parâmetro de desenvolvimento esses indicadores de saúde e educação, identificando que melhores resultados afetam positivamente as condições socioeconômica dos indivíduos.

Barufi (2009) utiliza o modelo de determinantes proximais para explicar na sua análise as dimensões regionais da mortalidade infantil. No qual, afirma que o nível educacional do pai e mãe afetam na mortalidade infantil, o que pode ocorrer devido a correlação positiva com a renda familiar, dado que essa variável, tem capacidade de atuar na forma de como será alocada as escolhas de consumo e busca por serviço de saúde.

Macinko, Guanais e Souza (2006) analisaram a influência do Programa de Saúde da Família (PSF) sobre a taxa de mortalidade infantil, para todos os estados do Brasil e o período de 1990 a 2002, através de um painel com efeitos fixos. Além da importância de destaque do PSF, os autores concluíram que o principal determinante da mortalidade infantil é a taxa de analfabetismo feminina.

2.2.2 Evidências a partir de dados individuais

Os dados individuais analisam em alguns casos o impacto da educação, principalmente das mães, sobre a saúde das crianças em outros casos a relação entre educação e saúde para adultos. Essa seção apresenta algumas evidências nesse sentido.

O efeito da educação materna sobre o risco da mortalidade no ano de 1982, na Região Metropolitana de Porto Alegre foi averiguado por Monteiro (1990). Sendo esse estudo realizado através de modelos logísticos multivariados. Analisando o efeito global da educação materna, sobre o risco de mortalidade infantil, sem associação com outros fatores, obteve-se o resultado que o risco é significativamente menor quando o nível de educação é mais elevado.

Alguns autores (BEHRMAN; WOLFE, 1984; THOMAS ET AL.,1990, ADELMAN; GRACIA, 1993, BEHRMAN; DEOLALIKAR, 1998, KOSSOUL; SENAUER, 1996; KASSOUF, 1994; ALVES; BELLUZZO, 2004) investigaram a influência positiva que a educação da mãe ocasionaria na melhoria da saúde infantil nos países desenvolvidos.

Para avaliação da interação entre a idade e a escolaridade materna na mortalidade neonatal, ao longo do período de 2004 – 2010, Fonseca et al. (2017) utilizaram uma amostra de 1.445.342 recém-nascidos, dos quais 11.694 tiveram óbito neonatal. Na análise fica evidente que os grupos de maior vulnerabilidade, são as adolescentes e as mulheres mais velhas com baixa escolaridade, onde a taxa de mortalidade neonatal (TMN) foi superior a 12 óbitos por mil nascidos vivo.

Alves e Belluzzo (2004), utilizando dados da Pesquisa de Padrões de Vida de 1996, encontram que a educação das mães tem relação positiva com indicadores antropométricos das crianças do Brasil. Assim, há evidências que o nível de instrução materna contribuí para que a mãe possuir hábitos mais saudáveis, buscando informações com profissionais da saúde. Sendo essa fonte de conhecimento um aporte para um melhor bem-estar, que levará a uma melhora na expectativa de vida ao nascer.

A saúde dos indivíduos pode ser representada através de uma função de produção, que capta como os indivíduos alocam os seus investimentos em saúde. Gobi et al. (2019) estimaram essa função de saúde para o Brasil, analisando os fatores que afetam a saúde dos indivíduos e como o local em que residem podem alterar essa percepção. As estimações tiveram como método um modelo Probit com e sem instrumentos a partir de dados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013. Foi utilizado o modelo de Grossman como base teórica. Esses autores encontram que o nível educacional é considerado um bem que possui a capacidade de aumentar a eficiência do indivíduo para produzir investimento em saúde. Então, quanto mais alto for o nível de escolaridade, maior será a demanda por um estoque de capital saúde mais elevado. Os autores destacam também que os indivíduos dos estados do Norte e Nordeste possuem uma menor probabilidade de apresentar uma saúde boa ou muito boa.

Além das evidências já mencionadas nos referidos trabalhos empíricos, foi possível identificar em alguns resultados que há uma influência do nível educacional dos pais sobre a saúde infantil. Quando essa análise é feita sobre a taxa de mortalidade infantil, torna-se evidente que os indicadores educação estejam relacionados com o nível de instrução dos pais, e mais evidente o nível de instrução da mãe.

Ainda de acordo com o Relatório da UNICEF (2013) corrobora com a influência da escolaridade materna como fator de influência, uma das principais causas da redução da mortalidade infantil está associado ao crescimento do grau de escolaridade das mães em idade fértil. As mães com maiores níveis educacional desenvolvem melhor a capacidade de compreensão e adoção dos cuidados essenciais para sua saúde e da criança.

3. METODOLOGIA

Nesta seção, apresenta-se a base de dados utilizada no modelo para que se possa mensurar os efeitos da educação sobre a saúde. Ainda, se faz uma breve descrição das variáveis dependentes, demonstrando as estatísticas descritivas e descrevendo todo o modelo econométrico utilizado.

3.1 Base Dados Agregados

A pesquisa é realizada com base em uma análise de dados espaciais de informações agregadas para os municípios do Nordeste. Essa base de dados está disponibilizada no Atlas de Desenvolvimento Humano do Programa de Nações Unidas para Desenvolvimento para os anos de 1991, 2000 e 2010. Os indicadores de saúde utilizados foram: mortalidade infantil, mortalidade até os 5 anos e esperança de vida ao nascer.

3.1.1 Base de Dados e Espaço Amostral

O quadro 1 sintetiza as variáveis de saúde e educação. Inicialmente, foram extraídos os seguintes dados para as variáveis dependentes: esperança de vida ao nascer, que é o número médio de anos que as pessoas deverão viver a partir do nascimento, se permanecerem constantes ao longo da vida o nível e o padrão de mortalidade por idade prevalecente no ano do Censo; a taxa de mortalidade infantil (menores de 1 ano de idade) que é representado pelo número de crianças que não deverão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada 1000 crianças nascidas vivas e a taxa de mortalidade na infância até os cinco anos de idade que apresenta a probabilidade de morrer entre o nascimento e a idade exata de 5 anos, por 1000 crianças nascidas vivas.

As referidas variáveis dependentes serão confrontadas inicialmente com as seguintes variáveis dependentes que absorvem as informações de dados de educação: a taxa de analfabetismo de 18 anos ou mais, a qual se espera uma relação negativa com a esperança de vida ao nascer, quanto maior a taxa de analfabetismo, esperar-se uma pioria nos indices de saúde, levando a uma diminuição na esperança de vida ao nascer. Já no caso da mortalidade infantil e mortalidade na infância até os

cincos anos, espera-se que que a taxa de analfabetismo de 18 anos ou mais tenha uma relação positiva, um aumento na taxa de analfabetismo elevará a taxa de mortalidade infantil e a taxa de mortalidade infantil até os 5 anos. Este trabalho utiliza também a expectativa de anos de estudo, onde esperamos relações inversas às relacionadas à taxa de analfabetismo.

Quadro 1 - Variáveis de Controle de Saúde e Educação

Variáveis	Descrição	Sinal esperado
Esperança de vida ao nascer	Número médio de anos que as pessoas deverão viver a partir do nascimento.	Variável dependente
Mortalidade Infantil	Número de óbitos infantis (menores de 1 ano) por 1.000 nascidos vivos	Variável dependente
Mortalidade até os 5 anos de idade	Número de óbitos infantis (entre o nascimento e a idade exta de 5 anos) por 1.000 nascidos vivos.	Variável dependente
Variáveis de Educação		
Taxa de analfabetismo de 18 anos ou mais	População de 18 anos ou mais de idade que não sabe ler nem escrever.	Positivo (+) com mort_inf e mort_5anos Negativo (-) com esp_ncs
Expectativa de anos de estudo	Número médio de anos de estudo que uma geração de criança, que ingressa na escola deverá, completar ao atingir 18 anos de idade, se os padrões atuais se mantiverem ao longo de sua vida escolar.	Positivo (+) com esp_ncs Negativo (-) com mort_inf e mort_5anos

Fonte: Elaboração dos autores, a partir de dados dos IPEA.

As variáveis de controle que compõem o Quadro 2, descrevem um perfil socioeconômico da população analisada. Ademais, a partir delas podemos controlar qual grupo da população a nível socioeconômico está mais vulnerável a responder as alterações nos índices de saúde e educação.

A variável de Renda representa a renda domiciliar per capita sendo, também, a variável de classificação dos status socioeconômico. Espera-se que a renda seja relacionada positivamente com a esperança de vida ao nascer e negativamente com a mortalidade infantil e mortalidade até os cinco anos.

A variável Gini mensura o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. O seu valor varia de 0, quando não há desigualdade (a renda domiciliar per capita de todos os indivíduos têm o mesmo valor), a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda). Sendo ainda que a amostra de indivíduos é limitada àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes. Espera-se então que o Gini seja relacionado negativamente com a esperança de vida ao nascer, dado que um menor Gini representa menos desigualdade de renda impactando negativamente na expectativa de vida ao nascer e positivamente com a mortalidade infantil e mortalidade até os cinco anos, pois com maior Gini compreende-se que há uma maior desigualdade de renda, o que pode elevar a taxa de mortalidade infantil.

As variáveis População em domicílios com banheiro e água encanada, População em domicílios com coleta de lixo e População urbana, também traçam o perfil socioeconômico, podendo assim relacioná-las a um melhor desempenho nos indicadores de saúde. Quando maior a porcentagem de água encanada e coleta de lixo, entende-se a há uma melhor cobertura de saneamento básico na região, o que pode prevenir a proliferação de doenças provenientes da precariedade no sistema básico de saneamento. Sendo assim, se espera que essas variáveis possuam relação direta com a expectativa de vida ao nascer e relação indireta com a mortalidade infantil e mortalidade infantil até cinco anos.

Dada mesma forma podemos relacionar a variáveis de população residente na área urbana, compreendendo que estes tenham mais acesso a saúde, informação e saneamento. Desta forma, se espera que essa variável possua uma relação direta com a expectativa de vida ao nascer e relação indireta com a mortalidade infantil e mortalidade infantil até cinco anos.

Quadro 2 – Variáveis Socioeconômicas de Controle

Variáveis	Descrição	Sinal Esperado
Renda per capita	Razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total de indivíduos. Valores em reais de 01/ agosto de 2010. Variável em logaritmo natural.	Positivo (+) com esp_ncs Negativo (-) com mort_inf e mort_5anos
População em com água e esgoto inadequados	% de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados.	Positivo (+) com mort_inf e mort_5anos Negativo (-) com esp_ncs
População em domicílios com coleta de lixo	Razão entre a população que vive em domicílios com coleta de lixo e a população total residente em domicílios particulares permanentes, multiplicada por 100.	Positivo (+) com esp_ncs Negativo (-) com mort_inf e mort_5anos
População em domicílios com energia elétrica	Razão entre a população que vive em domicílios com energia elétrica e a população total residente em domicílios particulares permanentes, multiplicada por 100.	Positivo (+) com esp_ncs Negativo (-) com mort_inf e mort_5anos
Taxa de fecundidade	Número médio de filhos que uma mulher deverá ter ao terminar o período reprodutivo (15 a 49 anos).	Positivo (+) com mort_inf e mort_5anos Negativo (-) com esp_ncs
Gini	Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de	Positivo (+) com mort_inf e mort_5anos

	indivíduos segundo a renda domiciliar per capita.	Negativo (-) com esp_ncs
Taxa de urbanização	Razão entre a população residente na área urbana e a população total, multiplicado por 100.	Positivo (+) com esp_ncs Negativo (-) com mort_inf e mort_5anos

Fonte: Elaboração dos autores.

3.2 Modelo De Painel Espacial

3.2.1 Dependência Espacial

A correlação espacial normalmente ocorre quando as unidades de seção cruzada são grandes em relação à população, como quando os dados são coletados no município, estado, província ou a nível do país. Os resultados das outras unidades próximas provavelmente estarão correlacionados. Essa correlação pode ser derivada, principalmente a partir das variáveis explicativas, onde não há necessidade de se fazer algo.

Muitas vezes, percebe-se que as variáveis de um município ou estado surgem como variáveis explicativas na equação das unidades vizinhas, sendo uma forma de captação dos efeitos transbordamento. Entretanto, a ocorrência desse evento não produz problemas reais (WOOLDRIDGE, 2002).

Quando os efeitos não observáveis estão correlacionados entre unidades vizinhas, o MQO ainda é um método com propriedades esperadas – podendo ser estabelecido sem viés, consistência e normalidade assintótica-, embora os argumentos assintóticos não sejam tão agregados quanto no caso de amostragem aleatória, sendo difícil a estimação das variâncias assintóticas (WOOLDRIDGE, 2002)

3.2.2 Autocorrelação Espacial

Os efeitos de agrupamento são motivados por uma expectativa de que os efeitos dos locais vizinhos se espalham entre si, criando uma espécie de correlação no espaço, em vez de uma correlação ao longo do tempo (GREENE, 2012).

Um modelo com autocorrelação espacial pode ser formulado da seguinte forma: O modelo de regressão toma a estrutura de painel familiar:

$$\begin{aligned} \gamma_{it} &= X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} + u_i \\ i &= 1, \dots, n; \\ t &= 1, \dots, T. \end{aligned} \quad (1)$$

A correlação entre o espaço é implicada pela estrutura de autocorrelação espacial;

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=0}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + v_t. \quad (2)$$

O escalar λ é o coeficiente de autorregulação espacial. Os elementos W_{ij} são pesos espaciais (ou contiguidade) assumidos como conhecidos. Os elementos que aparecem na soma acima são uma linha do peso espacial ou matriz de contiguidade, W , de modo que para as unidades n , temos

$$\varepsilon_t = \lambda W \varepsilon_t + V_t, \quad V_t = v_t \mathbf{i} \quad (3)$$

A estrutura do modelo é incorporada na matriz de ponderação simétrica, W . Considerando, os municípios ou estados dispostos geograficamente em uma grade ou em alguma escala linear. Normalmente, o W_{ij} será igual a um para i, j pares que são vizinhos e zero para o contrário. Alternativamente, W_{ij} pode refletir distâncias através do espaço, de modo que W_{ij} diminui com aumentos em $|i - j|$. Isso seria semelhante a uma matriz de autocorrelação temporal. Assumindo que $|\lambda|$ é menor do que um, e que os elementos de W são tais que $(I - \lambda W)$ é não singular, podendo ser escrito como;

$$\varepsilon_t = (I_n - \lambda W)^{-1} V_t \quad (4)$$

Assim, para as n observações no tempo t ,

$$y_t = X_t\beta + (I_n - \lambda W)^{-1}V_t + u \quad (5)$$

Assume-se ainda que u_i e v_i têm médias zero, variâncias σ^2u e σ^2v e são independentes entre locas e entre si. Segue-se que um modelo de regressão generalizada se aplica às n observações no tempo t ;

$$E[y_t | X_t] = X_t\beta \quad (6)$$

$$Var [y_t | X_t] = (I_n - \lambda W)^{-1} [\sigma_v^2 ii'] (I_n - \lambda W)^{-1} + \sigma_n^2 I_n \quad (7)$$

Não existe um estimador baseado em resíduos naturais de λ . Nesse modelo pode ser adicionado uma suposição de normalidade e inseridos os métodos de máxima verossimilhança (GREENE, 2012).

O primeiro passo anatômico na análise é um teste para efeitos espaciais. O procedimento padrão para uma seção transversal é a estatística de Moran (1950) I , que seria computada para cada conjunto de resíduos, e_t , usando;

$$I_t = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (e_{it} - \bar{e}_t)}{\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \right) \sum_{i=1}^n (e_{it} - \bar{e}_t)^2} \quad (8)$$

Para um painel de T conjuntos independentes de observações, $\bar{I} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_t$ usaria o conjunto completo de informações. Uma grande aproximação amostral à variância da estatística sob a hipótese nula de não autocorrelação espacial é;

$$V^2 = \frac{1}{T} \frac{n^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}^2 + 3 \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \right)^2 - n \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n W_{ij} \right)^2}{(n^2 - 1) \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \right)^2} \quad (9)$$

A estatística I/V convergirá para a normalidade padrão sob a hipótese nula e poderá formar a base do teste. (A suposição de independência ao longo do tempo tende a ser

duvidosa, na melhor das hipóteses). Baltagi, Song e Koh (2003) identificam uma variedade de testes LM baseados na suposição de normalidade. Dois que se aplicam à análise de seção cruzada;

$$LM(1) = \frac{(e'W_e/s^2)^2}{tr(W'W + W^2)} \quad (10)$$

Para autocorrelação espacial e

$$LM(2) = \frac{(e'W_y/s^2)^2}{b'X'WMWXb/s^2 + tr(W'W + W^2)} \quad (11)$$

para variáveis dependentes com defasagem espacial, em que e é o vetor de resíduos MQO, $s^2 = e'e/n$ e $M = I - X(X'X)^{-1}X'$.

Um “modelo recursivo tempo-espacial” especifica dependência puramente autorregressiva em relação aos vizinhos no período anterior:

$$y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \gamma[Wy_{t-1}]_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Um “modelo simultâneo tempo-espacial” especifica que a dependência espacial é em relação aos vizinhos no período atual:

$$y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \lambda[Wy_t]_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Finalmente, um “modelo dinâmico de espaço-tempo” especifica que a autorregressão depende dos vizinhos tanto no período atual quanto no último período:

$$y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \lambda[Wy_t]_i + \gamma[Wy_{t-1}]_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

(GREENE, 2012).

Para definição de qual o modelo que melhor capta as estimativas para os parâmetros que causam influência nos indicadores de saúde, de acordo com as

variáveis utilizadas, desconsiderando a possibilidade de dependência espacial. Assim sendo, o modelo de regressão é especificado (1), semelhante ao modelo usado por Rocha e Soares (2008).

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \alpha_i + u_{it} \quad (15)$$

em que são representadas as informações de cada observação das variáveis no município $i = 1, \dots, n$ no ano $t = 1, \dots, T$.

Sendo identificada a presença de autocorrelação espacial, o modelo será linear de dados em painel com defasagem espacial, como mostra a equação (2):

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij}y_{jt} + x_{it}\beta + \alpha_i + u_{it} \quad (16)$$

Em que $i = 1, \dots, n$ descreve a dimensão individual e $t = 1, \dots, T$ a dimensão temporal. y_{it} é a observação sobre a variável dependente, x_{it} é um vetor $1 \times K$ de observações das variáveis independentes, ρ é o coeficiente de correlação espacial, w_{ij} um elemento da matriz de pesos espaciais exógena e u_{it} é o tremo de erro idêntica e independentemente distribuído, variando tanto em i quanto em t , denominado de erro idiossincrático (WOOLDRIGE, 2010).

3.2.3 Modelo de Efeitos Fixos e Efeito Aleatório Espaciais

O modelo de Efeito Espacial Fixo pode ser escrito da seguinte forma,

$$y = [d_1 d_2 \dots d_n X] \begin{bmatrix} \mu \\ \beta \end{bmatrix} + \varepsilon \quad (17)$$

Onde d_i representam variáveis *dummies* indicando a i -ésima unidade. Considerando uma matriz $NT \times N$, onde N indexa unidades espaciais e T unidades temporais, com $D = [d_1 d_2 \dots d_n]$, pode-se então escrever o modelo da maneira a seguir (CHAGAS, 2018),

$$y = D\mu + X\beta + \varepsilon \quad (18)$$

O modelo descrito na equação (18), é conhecido como Mínimos Quadrados de Variáveis Indicadoras (LSDV - *least squares dummy variable*). Utiliza-se o procedimento LSDV também para estimar os efeitos específicos de cada período (GREENE, 2012).

O modelo pode ser estimado pelo o Método dos Mínimos Quadrados (MQO) e por Máxima Verossimilhança (EMV), essas estimações estão descritas nos seguintes passos:

Inicialmente, elimina-se os efeitos fixos da regressão por meio de médias intra-grupos;

$$\bar{y}_{it} = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \text{ e } \bar{x}_{it} = \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (19)$$

A regressão com os dados transformados é agora estimada pelo Método dos Mínimos Quadrados (MQO)

$$\bar{y}_{it} = \bar{x}_{it} \beta + \bar{\varepsilon}_{it} \quad (20)$$

Obtendo assim os seguintes parâmetros:

$$\beta = (\bar{X}'\bar{X})^{-1} \bar{X}'\bar{Y} \text{ e } \sigma^2 = (\bar{Y} - \bar{X}\beta)'(\bar{Y} - \bar{X}\beta)/(NT - N - K) \quad (21)$$

A outra possibilidade de estimação é dada pelo método de Máxima Verossimilhança, neste caso, a função log - verossimilhança da equação em diferença é

$$\ln(L) = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\bar{y}_{it} - \bar{x}_{it} \beta)^2 \quad (22)$$

O estimado EMV de β e σ^2 é

$$\beta = (\bar{X}'\bar{X})^{-1} \bar{X}'\bar{Y} \quad \text{e} \quad \sigma^2 = (\bar{Y} - \bar{X}\beta)' (\bar{Y} - \bar{X}\beta) / NT \quad (23)$$

Verifica-se que há uma diferença no estimador σ^2 em relação ao estimador LSDV obtido por MQO, pois ele não é corrigido pelos graus de liberdade.

A matriz de variância assintótica dos parâmetros é (Greene, 2012),

$$Asy. Var(\beta, \sigma^2) = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma^2} \bar{X}'\bar{X} & 0 \\ 0 & \frac{NT}{2\sigma^2} \end{bmatrix}^{-1} \quad (24)$$

Quando os efeitos fixos espaciais são os parâmetros de interesse, seu erro padrão pode ser estimado com as raízes quadradas de suas variâncias assintóticas (GREENE, 2012)

$$Asy. Var(\hat{\mu}_i) = \frac{\hat{\sigma}^2}{T} + \hat{\sigma}^2 \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \right] (\bar{X}'\bar{X})^{-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \right]' \quad (25)$$

O Modelo de Efeito Espacial Aleatório estimado por log- verossimilhança é

$$\ln(L) = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + \frac{N}{2} \ln \phi^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\dot{y}_{it} - \dot{x}_{it}\beta)^2 \quad (26)$$

Onde σ^2 representa o peso atribuído ao componente cross-section dos dados, com $0 < \sigma^2 = \sigma^2 / (T\sigma_\mu^2 + \sigma^2) \leq 1$ e

$$\dot{y}_{it} = y_{it} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \text{e} \quad \dot{x}_{it} = x_{it} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (27)$$

Logo o, ϕ pode ser estimado maximizando a função de verossimilhança concentrada com respeito a ϕ , dados β e σ^2

$$\ln(L) = -\frac{NT}{2} \ln \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left[y_{it} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \left(x_{it} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \right) \beta \right]^2 \right\} + \frac{N}{2} \ln \sigma^2 \quad (28)$$

A matriz de variância assintótica dos parâmetros é

$$Asy. Var (\beta, \phi, \sigma^2) = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma^2} \dot{X}'\dot{X} & 0 & 0 \\ 0 & N \left(1 + \frac{1}{\phi^2} \right) & -\frac{N}{\sigma^2} \\ 0 & -\frac{N}{\sigma^2} & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1} \quad (29)$$

3.2.4 Modelos de Estimação Espacial

Esta dissertação testará quatro modelos principais: Modelo Autorregressivo Espacial (SAR), Modelo Durbin Espacial (SDM), Modelo de Autocorrelação Espacial (SAC) e o Modelo de Erro Espacial (SEM). Para mais detalhes destes modelos ver Belotti, Hughes e Mortari (2016). Considerando que podemos pensar em modelos aninhados na escolha entre SAR, SEM e SDM, a escolha se dará através de testes de hipóteses. Por fim, a escolha entre o SDM e SAC será feita por critério de akaike (AIC). Veremos que o modelo escolhido foi o SAC, onde ele considera a variável dependente com lag espacial, além do erro autorregressivo espacial. A matriz de vizinhança utilizada nesta dissertação foi a matriz de distância inversa (idistance) através do software Stata 15.

O Modelo autoregressivo espacial (SAR) tem como equação:

$$y_t = p\mathbf{W}y_t + X_t\beta + \mu + \epsilon_t \quad t = 1 \dots, T, \quad (30)$$

Assume-se que $\mu \sim N(0; \sigma_\mu^2)$ no caso dos efeitos aleatórios, enquanto μ o é um vetor de parâmetros a serem estimados na variante dos efeitos fixos. As hipóteses

padrão de que $\epsilon_{it} \sim N(0; \sigma_\epsilon^2)$ e $E(\epsilon_{it} \epsilon_{js}) = 0$ para $i = j$ e/ou $t = s$ são aplicáveis neste caso.

Já o Modelo Durbin espacial é uma generalização do modelo SAR, que também inclui variáveis independentes espaciais ponderadas como variáveis explicativas

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + W Z_t \theta + \mu + \epsilon_t \quad (31)$$

O modelo pode ser generalizado usando pesos espaciais diferentes para a variável dependente espacialmente defasada ($W y$) e os regressores ponderados espacialmente ($W Z$) ou usando $Z_t \neq X_t$;

O Modelo de Autocorrelação Espacial (SAC) é um modelo (alternativamente chamado de autoregressivo espacial com erros espacialmente autocorrelacionados, SARAR) combina o SAR com um erro autoregressivo espacial

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + \mu + v_t \quad (32)$$

$$v_t = \lambda M v_t + \epsilon_t \quad (33)$$

onde M é uma matriz de pesos espaciais que pode ou não ser igual a W . A literatura enfoca a variante de efeitos fixos desta especificação, pois a variante de efeitos aleatórios pode ser escrita como um caso especial da especificação SAR;

O Modelo de erro espacial (SEM) se concentra na autocorrelação espacial no termo do erro como em

$$y_t = X_t \beta + \mu + v_t \quad (34)$$

$$v_t = \lambda M v_t + \epsilon_t \quad (35)$$

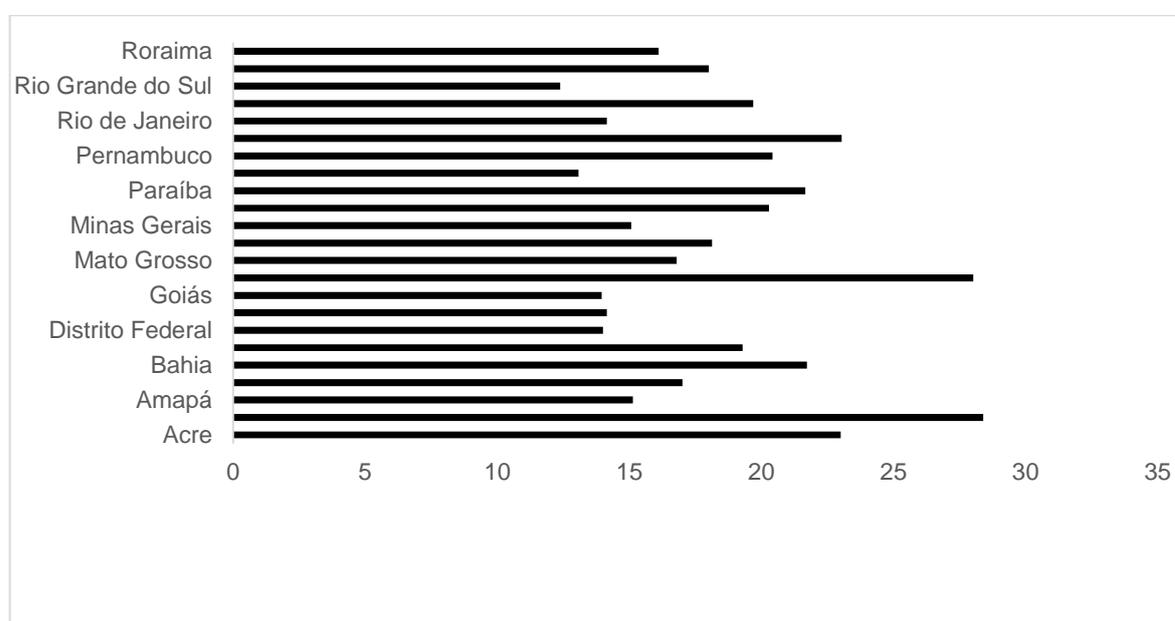
este é um caso especial do modelo SAC, mas também pode ser mostrado que é um caso especial do SDM.

4. ANÁLISE DE RESULTADOS

4.1. Estatísticas Descritivas Gerais

De acordo com o Gráfico 1, segundo a aferição realizada pelo o Censo de 2010, percebe-se que dos os cinco estados que possuem maior índice de mortalidade infantil (Acre, Alagoas, Maranhão, Bahia, Piauí e Paraíba), o único estado que não está localizado na região Nordeste é o Acre.

Gráfico 1 - Taxa de Mortalidade Infantil dos Estados Brasileiros no ano de 2010

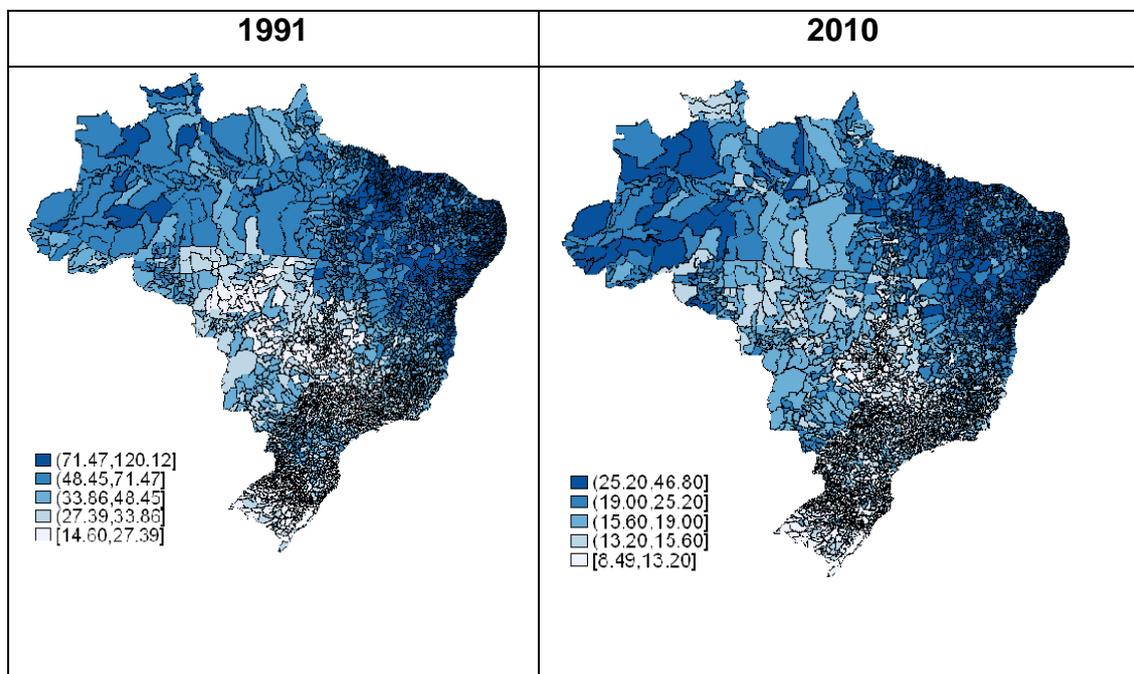


Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do Atlas de Desenvolvimento Humano.

A Figura 1 apresenta a evolução temporal da distribuição no espaço da taxa de mortalidade de infantil, percebe-se que essa distribuição ocorre de maneira não aleatória. As regiões mais escuras representam onde há mais concentração de mortalidade infantil, assim como as regiões mais claras apresentam menor quantidade de casos. Inicialmente é evidenciado que a Região Nordeste consistentemente apresentou altas taxas de mortalidade infantil ao longo dos anos, e que as menores taxas de mortalidade infantil se mantiveram concentradas na região sul do país. No período de 1991 a 2010, identifica-se a ocorrência de uma significativa redução na taxa de mortalidade infantil ao longo do tempo no país. Os mapas foram elaborados a

partir das quantidades de casos de mortalidade infantil por o número de mil nascidos vivos.

Figura 1-Distribuição no espaço da taxa de mortalidade infantil em 1991 (a) e 2010 (b) no Brasil.



Fonte: Elaboração dos autores com dados do Atlas do Desenvolvimento Humano.

A Tabela 1 mostra como foi distribuída a taxa de mortalidade infantil nos municípios do Nordeste para o ano de 2010, na primeira coluna encontra-se os municípios que apresentaram as menores taxa de mortalidade infantil, podendo destacar os Estados de Pernambuco e Rio Grande do Norte, o município de Caicó (RN), foi o que obteve menor taxa de mortalidade infantil dentre os municípios do Nordeste. Esse resultado pode estar relacionado com a implementação de políticas públicas de combate à mortalidade infantil, de incentivo a educação ou ainda de conscientização sobre os cuidados básico de saúde.

Assim como os municípios que tiveram menores taxa de mortalidade infantil estão localizados em sua maioria nos Estados de Pernambuco e Rio Grande do Norte, os municípios que obtiveram uma maior taxa de mortalidade infantil por mil habitantes estão localizados nos Estados de Alagoas e Maranhão, sendo que o município que teve maior taxa de mortalidade infantil foi Roteiro, localizado no Estado de Alagoas, registrando 46,8 casos de mortalidade infantil por mil nascidos vivos no ano de 2010.

Tabela 1- Relação dos dez municípios do Nordeste que apresentaram as menores e maiores Taxa de Mortalidade Infantil para o ano de 2010

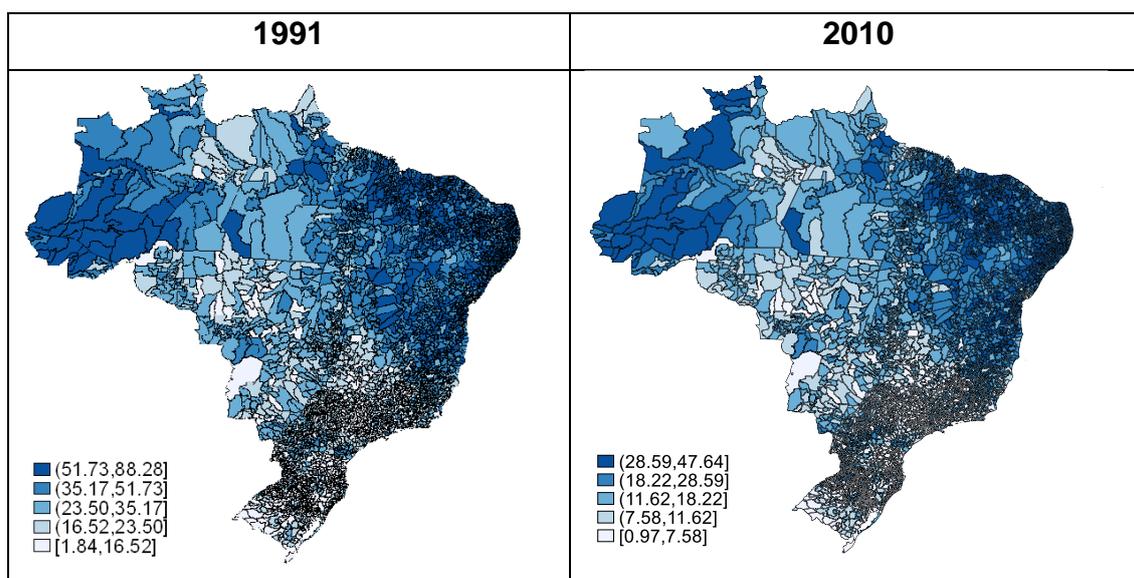
Municípios	Dez menores taxas	Municípios	Dez maiores taxas
Caicó (RN)	13,4	Roteiro (AL)	46,8
Fernando de Noronha (PE)	13,4	Olho D'Água Grande (AL)	46,4
Sobral (CE)	13,58	Olivença (AL)	45,4
Natal (RN)	14,35	Brejo de Areia (MA)	45,3
São Gonçalo do Amarante (RN)	14,6	Paulo Ramos (MA)	45,3
Olinda (PE)	14,79	Bacurituba (MA)	44,3
Salvador (BA)	14,92	Boa Vista do Gurupi (MA)	44,3
Paulista (PE)	15	Cacimbas (PB)	44
Parnamirim (RN)	15,01	São João do Carú (MA)	43,7
Lauro de Freitas (BA)	15,13	Ibateguara (AL)	43,6

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do Atlas de Desenvolvimento Humano.

A Figura 2 mostra a evolução temporal e regional da taxa de analfabetismo nas Regiões do Brasil. Os mapas da Ilustração II representam a distribuição ao longo do tempo da taxa de analfabetismo, mostrando que no período de 1991 a 2010 houve uma redução dessa taxa, sendo que a maior concentração do analfabetismo está localizada em alguns Estados do Nordeste e Norte, o que indica que não há uma uniformização nessa distribuição. As cores mais fortes direcionam os Estados onde a maior concentração de número de pessoas analfabetas, com destaque para os Estados da Região Nordeste, apresentando ainda uma menor taxa na Região Sul, onde estados estão ilustrados com os tons mais claros que indicam menores taxas de analfabetismo.

Esse resultado pode estar relacionando com o desenvolvimento das Regiões, ainda como mencionado na Ilustração I com a saúde da população, que apresenta distribuição da taxa de mortalidade infantil semelhante ao longo do tempo por Regiões com a taxa de analfabetismo.

Figura 2 - Distribuição da taxa de analfabetismo em 1991 (a) e 2010 (b) no Brasil.



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do Atlas de Desenvolvimento Humano.

A Tabela 2 mostra a relação dos dez municípios do Nordeste que apresentam as menores e maiores taxa de analfabetismo no ano de 2010. Os municípios que apresentaram as menores taxas de analfabetismo estão localizados em sua maioria no Estados da Bahia e do Maranhão, sendo Salvador (BA) o município que apresentou menor taxa de analfabetismo dentre todos os municípios do Nordeste, registrando um total 3,97% de pessoas com 15 anos ou mais que não sabem ler o escrever. Já os municípios que apresentaram as maiores taxas de analfabetismo estão localizados em sua maioria nos Estados de Piauí e Alagoas, sendo Alagoinha do Piauí (PI) o município que apresentou maior número de pessoas que não sabem ler ou escrever um bilhete simples, registrando 44,4 % da população com 15 anos ou mais.

A concentração de municípios com altas taxas de analfabetismo no Estado do Piauí pode estar relacionada com implementação de políticas públicas nessa região. O Estado de Alagoas também apresenta uma representatividade em municípios com altas taxas de analfabetismo para o ano de 2010, assim como também pode-se notar que esse Estado possui taxas significativas de mortalidade infantil.

Tabela 2 - Relação dos dez municípios do Nordeste que apresentaram as menores e maiores Taxa de Analfabetismo para o ano de 2010

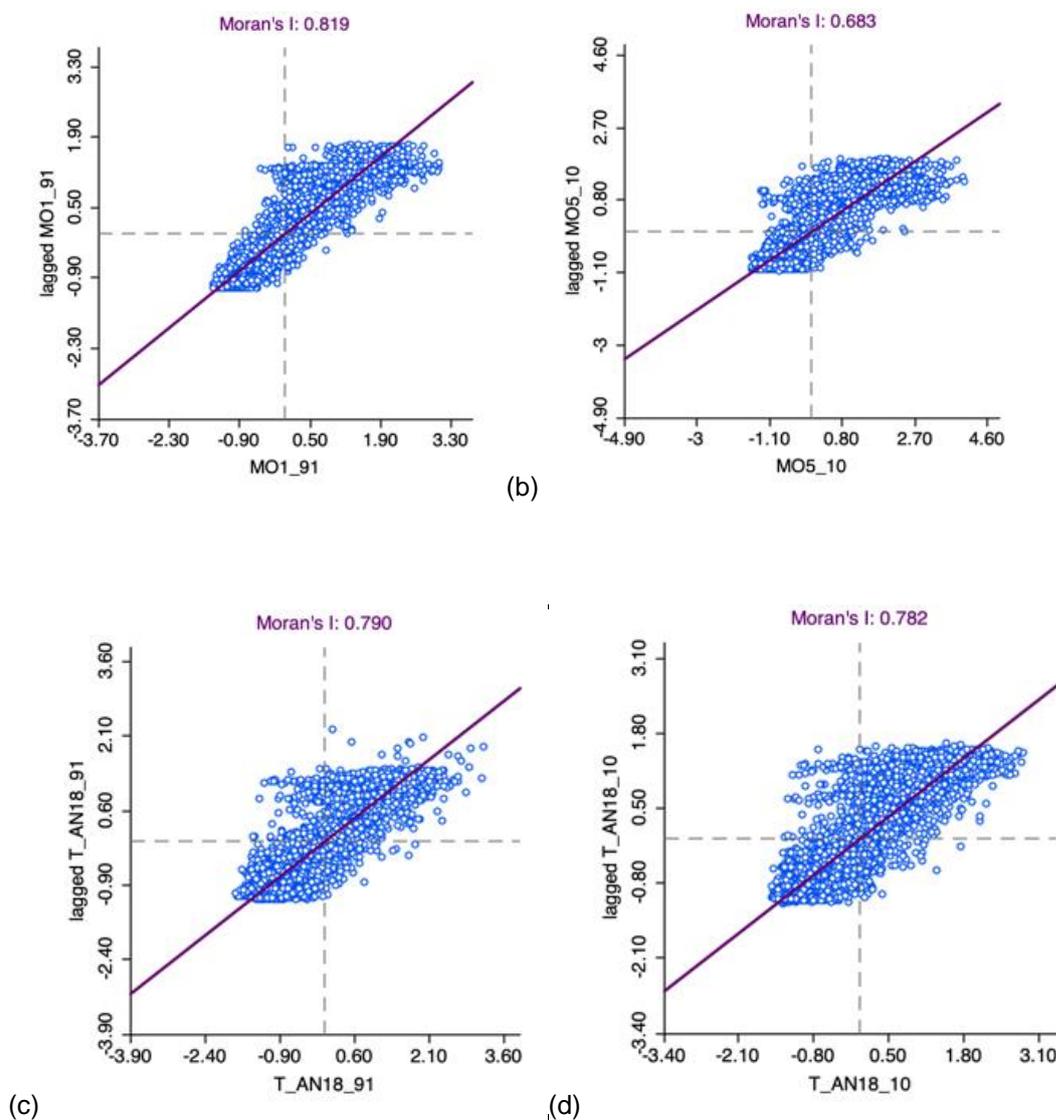
Taxa de analfabetismo para pessoa 15 anos ou mais de idade no ano de 2010			
Município	Os dez menores indicadores de	Município	Os dez maiores indicadores
Salvador (BA)	3,97	Alagoinha do Piauí (PI)	44,4
São Luís (MA)	4,65	Minador do Negrão (AL)	43,89
Lauro de Freitas (BA)	4,93	Caraúbas do Piauí (PI)	43,83
Fernando de Noronha (PE)	5,01	Caxingó (PI)	43,76
Madre de Deus (BA)	5,26	Paquetá (PI)	43,69
Paço do Lumiar (MA)	5,76	Vera Mendes (PI)	43,69
Paulista (PE)	6,13	Massapê do Piauí (PI)	43,42
Aracaju (SE)	6,61	Salgadinho (PE)	43,21
São José de Ribamar (MA)	6,7	Pedro Régis (PB)	42,86
Fortaleza (CE)	6,94	Traipu (AL)	42,69

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do Atlas de Desenvolvimento Humano.

4.2 Análise Espacial Descritiva

Podemos observar uma correlação espacial positiva, ou seja, municípios que possuem vizinhos com indicadores melhores possuem também maiores níveis para essas variáveis.

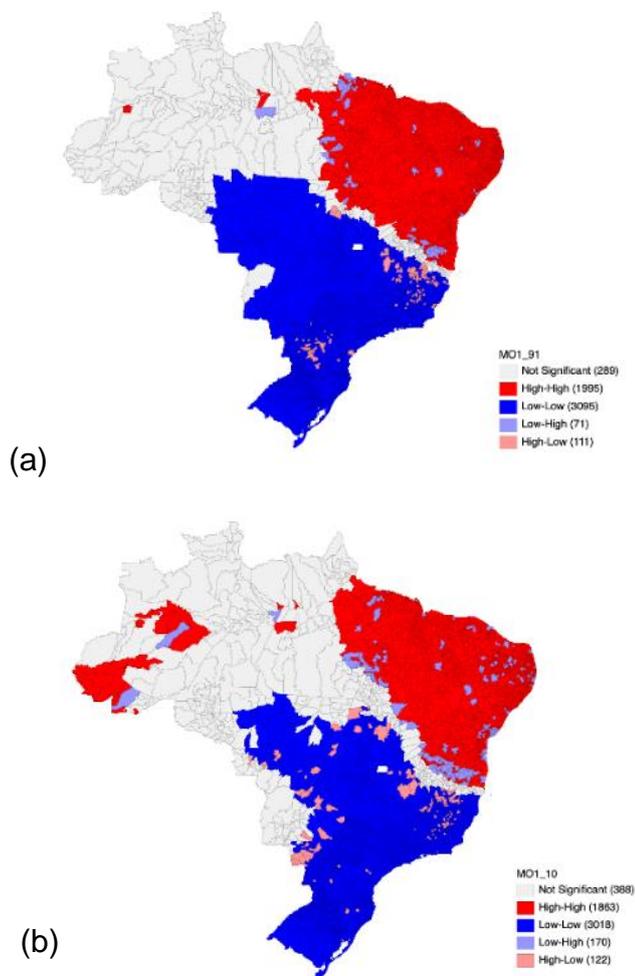
Figura 3 - Diagrama de Espalhamento de Moran da Taxa de Mortalidade Infantil em 1991 (a) e 2010 (b) e da Taxa de Analfabetismo em 1991(a) e 2010 (b) no Brasil.



A Figura 3 apresenta o diagrama de espalhamento de Moran, que é mais uma das maneiras pelas quais pode ser visualizada a dependência espacial, permitindo assim avaliar o comportamento dos indicadores dada a variabilidade espacial. Assim sendo, a finalidade é que se possa comparar o valores normalizados do indicador numa área com a média dos seus vizinhos, através de um gráfico bidimensional de z (valores normalizados) por wz (média dos vizinhos, como os valores normalizados), que é dividido por quadrantes.

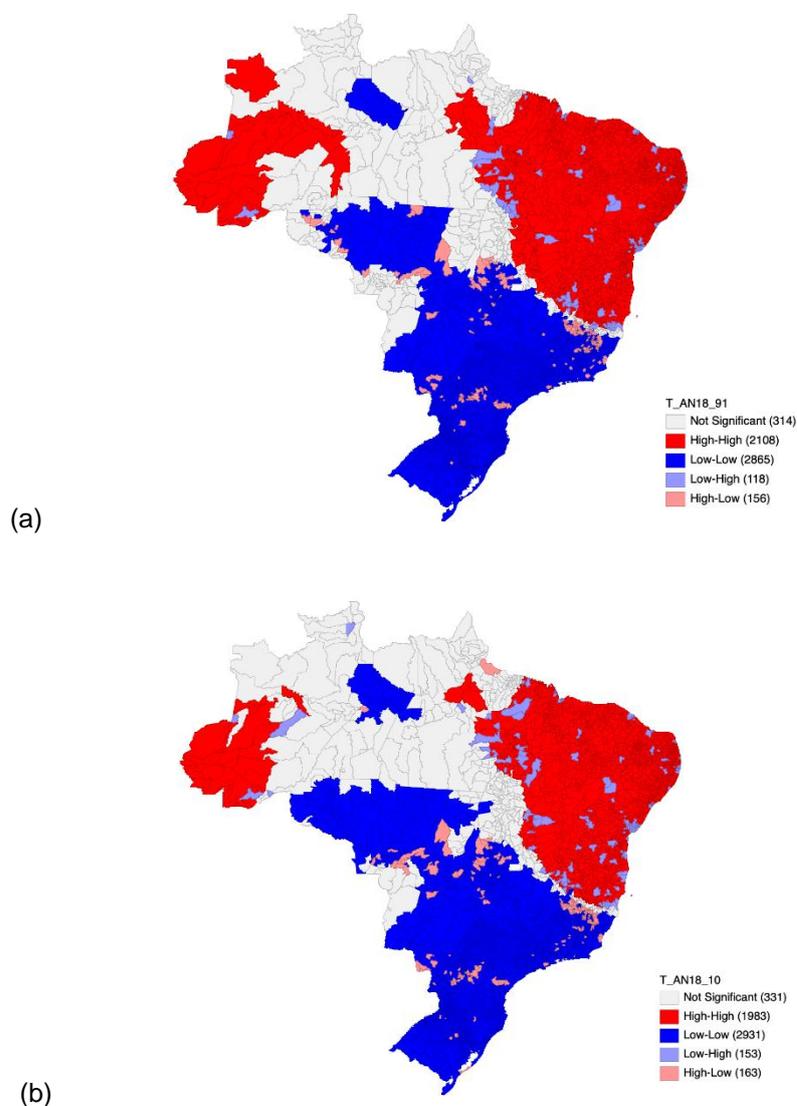
A Figura 4 demonstra como se dinamizou a evolução temporal a relação espacial entre os municípios em relação aos anos de 1991 e 2010. Percebe-se então que essa relação de influência espacial da taxa de mortalidade infantil é alta na região Nordeste no ano de 1991, sendo que as Regiões Sul, Sudeste possuem relação de influência espacial baixa. Com a evolução temporal, se nota que alguns municípios da Região Nordeste passaram a apresentar uma relação de espacialidade baixo-alta ainda sendo evidenciado na região Norte, que apresentou no ano de 1991 resultados não significativo, uma evolução de uma relação alto-alto, para alguns municípios.

Figura 4 - Relação da Interação espacial da taxa de Mortalidade Infantil em 1991 e 2010 no Brasil.



A figura 5 demonstra a relação de correlação espacial entre os municípios do Brasil em relação a taxa de analfabetismo para os anos de 1991 e 2010. Essa relação tanto no período de 1991 e como no período de 2010 se caracteriza como uma relação de dependência espacial alta-alta, representada pela cor vermelha, na Região Nordeste e uma correlação espacial na baixa na Região Sul e Sudeste. Percebe-se ainda que mesmo levando em consideração a evolução temporal, se mantém uma forte correlação espacial entre os municípios da Região Nordeste em relação a influência da taxa de analfabetismo.

Figura 5 - Relação da Interação Espacial da Taxa de Analfabetismo em 1991(a) e 2010 (b) no Brasil.



4.3 Análise Econométrica

Para a análise econométrica, primeiramente, utilizou-se um painel de efeitos fixos sem efeitos espaciais para dois indicadores de educação, taxa de analfabetismo e expectativa de anos de estudos, para que se pudesse identificar a significância das variáveis utilizada no modelo, desconsiderando inicialmente o efeito espacial. Posteriormente, utilizou-se como modelo final de apuração dos resultados dos efeitos de transbordamento, um painel espacial de efeito fixos para a variáveis de taxa de analfabetismo e expectativa de anos de estudos. A análise dos modelos com efeitos espaciais permite identificar o efeito direto e o efeito indireto, dando o aporte necessário para que se identifique o efeito transbordamento no tratamento dessas variáveis.

A Tabela 3 apresenta os resultados dos efeitos da taxa de analfabetismo sobre os indicadores de saúde (esperança de vida ao nascer (Exp), taxa de mortalidade infantil (Tmi) e taxa de mortalidade na infância (Tmi_b)). Primeiramente, o teste de Hausman foi significativo, mostrando que o modelo de efeitos fixos é preferível ao de efeitos aleatórios, em outras palavras, espera-se que a heterogeneidade individual não observada seja correlacionada com as variáveis explicativas, sendo nesse caso considerada fixa no tempo. Em relação à significância das variáveis, as que não se apresentaram significativas foram a *ln_renda*, *Agua_banheiro* e *Luz*, as demais foram significativas para essa análise.

Assim sendo, um aumento em 10 pontos percentuais na variável Analfabetismo (*Analf*) aumenta a taxa de mortalidade infantil em 2,9 óbitos por mil nascidos vivos e a taxa de mortalidade na infância em 3,3 óbitos por mil nascidos vivos, e uma relação negativa com a esperança de vida ao nascer. Destaca-se também a variável de fecundidade que apresenta relação positiva com a taxa de mortalidade e negativa com a esperança de vida ao nascer, além das *dummies* de tempo que mostraram melhorias nos indicadores de saúde ao longo do tempo dados os controles utilizados neste trabalho.

Tabela 3 - Painel de Efeito Fixo sem Efeitos Espaciais para Taxa de Analfabetismo

	Exp	Tmi	Tmi_b
Ln_renda	0,1165 (0,1874)	0,5253 (0,9493)	0,5318 (1,1585)
Analf	-0,0247** (0,0101)	0,2907*** (0,0520)	0,3365*** (0,0638)
Agua_banheiro	-0,0039 (0,0035)	0,0319* (0,0171)	0,0363* (0,0210)
Lixo	0,0067*** (0,0016)	-0,0227*** (0,0083)	-0,0312*** (0,0102)
Luz	0,0042* (0,0025)	0,0197 (0,0126)	-0,0136 (0,0155)
Fecundidade	-0,3028*** (0,0590)	2,9567*** (0,3087)	3,4924*** (0,3804)
Gini	2,1924*** (0,4984)	-9,0799*** (2,5349)	-12,3971*** (3,0711)
Tax_urb	-0,0112*** (0,0037)	-0,0194 (0,0197)	-0,0116 (0,0247)
2000_ano	4,5893*** (0,1559)	-18,8908*** (0,7870)	-25,8155*** (0,9554)
2010_ano	10,1683*** (0,2973)	-36,8189*** (1,4491)	-53,0095*** (1,7803)
_cons	59,5829*** (1,0082)	49,5179*** (5,1653)	70,1785*** (6,3047)
Hausman	198,21***	118,73***	139,50***
N	5376	5376	5376

Fonte: Resultados da pesquisa.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Erro padrão em parênteses

No modelo de painel de efeitos fixos para a expectativa de anos de estudos, (tabela 4) pode-se verificar que semelhante ao caso anterior, as variáveis de educação, lixo, fecundidade, índice de Gini e as *dummies* de tempo são significativas, com destaque para a variável de educação e fecundidade. Assim sendo, um aumento de um ano mais na educação, impacta em uma redução de 0,88 na taxa de mortalidade infantil, uma redução 0,89 taxa de Mortalidade na Infância ainda um aumento de 0,15 na Expectativa de vida ao nascer. Novamente outra variável de destaque é a taxa de fecundidade. Assim como na tabela anterior, as *dummies* de tempo foram significativas e negativas, indicando em parte uma convergência das variáveis de saúde independentes das variáveis de controle, esses choques comuns

aos municípios podem ser expressos por tecnologias de saúde e políticas que afetaram de forma semelhante essas unidades e implicaram em melhores indicadores de saúde.

Tabela 4 - Painel de Efeitos Fixos sem Efeitos Espaciais para a Expectativa de Anos de Estudo

	Exp	Tmi	Tmi_b
Ln_renda	0,0457 (0,1877)	0,9514 (0,9510)	0,9711 (1,1609)
Educ	0,1572*** (0,0305)	-0,8804*** (0,1581)	-0,8907*** (0,1952)
Agua_banheiro	-0,0043 (0,0035)	0,0306* (0,0170)	0,0340 (0,0209)
Lixo	0,0059*** (0,0016)	-0,0188** (0,0083)	-0,0274*** (0,0103)
Luz	0,0027 (0,0026)	0,0234* (0,0128)	-0,0112 (0,0157)
Fecundidade	-0,3126*** (0,0574)	3,2101*** (0,2994)	3,8041*** (0,3689)
Gini	2,3095*** (0,4947)	-10,4794*** (2,5056)	-14,0201*** (3,0394)
Tax_urb	-0,0108*** (0,0037)	-0,0308 (0,0198)	-0,0256 (0,0248)
2000_ano	4,8040*** (0,1226)	-21,5521*** (0,6188)	-28,9141*** (0,7562)
2010_ano	10,3674*** (0,2518)	-40,4132*** (1,2348)	-57,3364*** (1,5223)
_cons	57,8341*** (0,8895)	67,3078*** (4,5594)	90,4036*** (5,5339)
Hausman	366,26***	236,01***	261,06***
N	5376	5376	5376

Fonte: Resultados da pesquisa

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Erro padrão em parênteses

Os resultados até aqui obtidos convergem com a evidência relatadas no Modelo de Demanda por Saúde de Grossman (2000), onde o autor traz a afirmativa de que a escolaridade é a variável de correlação mais importante da saúde, quando se compara com a renda e ocupação. Alves e Belluzzo (2004), também destacam a importância da educação na redução da taxa de mortalidade infantil, identificado que um ao adicional na educação reduziu em 7% a taxa de mortalidade infantil no Brasil

A tabela 5 apresenta os resultados dos efeitos da taxa de analfabetismo sobre

os indicadores de saúde esperança de vida ao nascer (Exp), taxa de mortalidade infantil (Tmi) e taxa de mortalidade na infância (Tmi_b)), sendo que esse modelo considera o efeito espacial. Observa-se que, inicialmente o SDM foi escolhido em detrimento do SAR e do SEM (rejeição das hipóteses $\theta=0$ e $\theta= -\beta*\rho$), e posteriormente, pelo valor do Akaike na comparação entre os modelos SAC e SDM, o modelo escolhido foi o SAC.

Tabela 5 - Painel de Espacial de Efeitos Fixos para Taxa de Analfabetismo (SAC)

	Exp	Tmi	Tmi_b
Ln_renda	0,2119 (0,1769)	-0,6409 (0,8372)	-0,9060 (1,0205)
Analf	-0,0236*** (0,0091)	0,2401*** (0,0431)	0,2712*** (0,0525)
Agua_banheiro	0,0047 (0,0032)	-0,0181 (0,0153)	-0,0290 (0,0187)
Lixo	0,0064*** (0,0016)	-0,0310*** (0,0076)	-0,0443*** (0,0092)
Luz	0,0037 (0,0027)	0,0110 (0,0127)	-0,0253 (0,0154)
Fecundidade	-0,3147*** (0,0529)	2,4116*** (0,2554)	2,8507*** (0,3116)
Gini	1,0456** (0,5012)	-6,8317*** (2,3914)	-8,5392*** (2,9161)
Tax_urb	-0,0069** (0,0033)	-0,0057 (0,0155)	0,0023 (0,0189)
2000_ano	3,9021*** (0,2095)	-13,8269*** (0,8712)	-18,8267*** (1,0420)
2010_ano	8,3071*** (0,4135)	-26,9355*** (1,6255)	-38,2130*** (1,9676)
M			
Var. dep	0,1823*** (0,0373)	0,2598*** (0,0285)	0,2750*** (0,0242)
e.var. dep.	4,9004*** (0,0719)	6,3289*** (0,0820)	6,3772*** (0,0781)
sigma_e			
_cons	1,4139*** (0,0167)	6,7872*** (0,0802)	8,2799*** (0,0978)
AIC (SAC)	12709,449	23962,173	25387,915
AIC(SDM)	12797,62	24042,32	25521,11
Teste $\theta=0$	884,08***	5491,21***	1069,84***
Teste $\theta= -\beta*\rho$	637,17***	754,74***	609,33***
N	5376	5376	5376

Fonte: Resultados da pesquisa

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Erro padrão em parênteses

A taxa de analfabetismo foi significativa estatisticamente, mostrando também sua importância no modelo de Painel espacial, dessa maneira, um aumento em 10 pontos percentuais na variável Analfabetismo (Analf) aumenta a taxa de mortalidade infantil em 2,4 óbitos por mil nascidos vivos e a taxa de mortalidade na infância em 2,7 óbitos por mil nascidos vivos, e uma relação negativa com a esperança de vida ao nascer. Assim como Modelo de painel fixo sem efeito o espacial, as variáveis *ln_renda*, *agua_banheiro* e *luz* não foram significativa.

Tabela 6 - Efeitos diretos e indiretos da taxa de analfabetismo sobre a saúde

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
Exp.	-0,0236** (0,0090)	-0,0032** (0,0014)	-0,0268** (0,0103)
Tmi	0,2401*** (0,0431)	0,0491*** (0,0105)	0,2892 (0,0518)
Tmi_b	0,2712*** (0,0525)	0,0596*** (0,0128)	0,3308*** (0,0638)

Fonte: Resultados da pesquisa

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Erro padrão em parênteses

A Tabela 6 é uma extensão da modelo estimado na tabela 5, onde descreve-se os efeitos diretos e indiretos da taxa de analfabetismo. Além do efeito direto significativo, podemos observar que existem efeitos indiretos de transbordamentos significativos que variam entre 12% e 18% sobre o efeito total. Em outras palavras, o fato de o município ter vizinhos com taxas de analfabetismo mais altas tem impacto sobre a saúde de sua população.

A taxa de analfabetismo apresenta um efeito de transbordamento na expectativa de vida de aproximadamente de 12% em relação ao efeito total, na taxa de mortalidade infantil (Tmi) de 17% e na taxa de mortalidade na infância (Tmi_b) de 18% em relação ao efeito total.

As Tabelas 7 e 8 mostram resultados semelhantes às anteriores sendo que utilizando a variável expectativa de anos de estudo. Frisando que a estimação em painel espacial, as variáveis apresentaram a mesma relação de significância obtida nas outras estimações realizadas nesse capítulo. Vale ressaltar, que identificada que a variável de expectativa de anos de estudo é significativa para o modelo, se mensura na Tabela 8 os efeitos diretos e os indiretos (transbordamentos).

Tabela 7 - Painel de Efeito Espacial Fixo para a Expectativa de Anos de estudos (SAC)

	Exp	Tmi	Tmi_b
Ln_renda	0,1928 (0,1757)	-0,3760 (0,8325)	-0,6078 (1,0146)
Educ	0,1114*** (0,0322)	-0,9564*** (0,1524)	-1,0248*** (0,1857)
Agua_banheiro	0,0052 (0,0032)	-0,0184 (0,0152)	-0,0309* (0,0186)
Lixo	0,0062*** (0,0016)	-0,0286*** (0,0075)	-0,0428*** (0,0092)
Luz	0,0045* (0,0027)	0,0171 (0,0126)	-0,0229 (0,0152)
Fecundidade	-0,3173*** (0,0523)	2,5564*** (0,2518)	2,9915*** (0,3071)
Gini	1,0302** (0,4980)	-7,7870*** (2,3714)	-9,6559*** (2,8904)
Tax_urb	-0,0074** (0,0032)	-0,0134 (0,0153)	-0,0051 (0,0186)
2000_ano	3,9556*** (0,1764)	-15,5061*** (0,7675)	-20,6256*** (0,9122)
2010_ano	8,2127*** (0,3573)	-28,6226*** (1,4779)	-39,9783*** (1,7841)
M var. dep	0,2106*** (0,0306)	0,2823*** (0,0261)	0,2945*** (0,0222)
e.vardep	5,5820*** (0,1687)	6,7047*** (0,0885)	6,7574*** (0,0901)
sigma_e			
_cons	1,4103*** (0,0167)	6,7791*** (0,0801)	8,2675*** (0,0977)
AIC(SAC)	12686,306	23956,556	25379,702
AIC(SDM)	12797,76	24171,80	25662,28
Teste $\theta=0$	379,50***	1538,95***	1018,69***
Teste $\theta= -\beta^*\rho$	386,58***	756,89***	682,80***
N	5376	5376	5376

Fonte: Resultados da pesquisa

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Erro padrão em parênteses

Neste caso, o resultado mostra que o efeito indireto é ainda maior do que no caso da taxa de analfabetismo, representando 20% do efeito total sobre os indicadores de taxa de mortalidade, ou seja, existem efeitos de transbordamentos significativos e a não consideração da questão espacial pode levar a problemas de parâmetros enviesados.

Tabela 8 - Efeitos diretos e indiretos da expectativa de anos de estudo sobre a saúde

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
Exp.	0,1114*** (0,0322)	0,0177*** (0,0061)	0,1292*** (0,0376)
Tmi	-0,9564*** (0,1524)	-0,2169*** (0,0443)	-1,1733 (0,1906)
Tmi_b	-1,0249*** (0,1841)	-0,2451*** (0,0520)	-1,2700*** (0,2334)

Fonte: Resultados da pesquisa

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Erro padrão em parênteses

Os resultados apresentados aqui estão de acordo com trabalhos como Alves e Belluzzo (2004) e Soares (2007) que mostram o impacto da educação sobre a saúde para os municípios do Brasil no período de 1970-2000, além de que Mendonça e Mota (2008) mostram que a taxa de analfabetismo é a alternativa com menor custo para redução da taxa de mortalidade infantil. Evidência da importância da educação para o Nordeste também foram obtidas em Souza e Leite (2008), no período 1991-2000.

A literatura abordada nessa pesquisa, fornece a ênfase dessa relação entre educação e saúde, embora as já referidas pesquisas utilizem em suas maiorias os indicadores aqui utilizados e apliquem modelos significativos, não foi em nenhuma utilizada o modelo de dependência espacial. No capítulo 4 foi possível visualizar que de fato torna-se necessário para a realidade da Região Nordeste um estudo a partir de modelos espaciais, sendo então confirmada essa afirmativa pelos resultados aqui alcançados.

Portanto, este trabalho buscou contribuir ao atualizar essa análise da relação entre educação e saúde, além de constatar o efeito existente entre essas variáveis, essa pesquisa agrega em considerar a análise espacial que apresentou resultados significados com efeitos de transbordamentos.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Essa pesquisa alinhou-se com os conceitos teóricos e empíricos sobre desenvolvimento, migrando para as questões socioeconômicas as quais está diretamente relacionada. Assim, aprofundou-se os questionamentos sobre quais seriam os determinantes eficientes para o desenvolvimento e como esses poderiam ser constatados, de forma que fosse possível aplicar uma nova metodologia para a análise. Para tanto, procurando responder de maneira robusta, esse trabalho utilizou-se dos indicadores de educação e saúde, mostrando assim, como se dá essa correlação e quão eficaz torna-se essa análise na proposição de melhores resultados socioeconômicos com efeito positivo no desenvolvimento.

A partir desse desígnio, este trabalho buscou analisar o impacto da educação sobre a saúde com cuja base de dados abrangeu os municípios do Nordeste do Brasil no período de 1991-2010. Para tanto, empregou-se uma abordagem de painel espacial buscando analisar possíveis efeitos de transbordamentos, sendo este aspecto, o diferencial no propósito desta dissertação.

Os principais resultados mostram que a educação é significativa, seja através de sua mensuração pela taxa de analfabetismo, como pela expectativa de anos de estudo, resultado robusto a três indicadores de saúde: esperança de vida ao nascer, taxa de mortalidade infantil e taxa de mortalidade na infância. Os efeitos foram significativos no modelo que não considera os efeitos espaciais, porém, o painel espacial, principalmente para a variável expectativa de anos de estudo sobre as taxas de mortalidade, mostra efeito de transbordamento significativo. Em outras palavras, a questão espacial é importante, modelos que não consideram esses efeitos podem apresentar parâmetros enviesados. No caso desta dissertação, observou-se que municípios que possuem vizinhos com melhores indicadores educacionais podem ser beneficiados pelos efeitos de transbordamento sobre a saúde de sua população.

Os resultados obtidos são consistentes para responder a problemática abordada nessa pesquisa, mostrando que a educação tem efeito na saúde, e que a correção nos indicadores dessas variáveis é significativamente importante para que uma região possa aferir resultados satisfatórios de desenvolvimento. Logo, políticas

públicas voltadas à educação podem, dentre outros motivos, ter relações positivas nos municípios vizinhos devido ao efeito transbordamento.

Políticas públicas que levem, ainda, em consideração a questão espacial pode vir a ter resultados satisfatórios, notadamente, medidas de incentivo à educação, tais como, mais investimento no ensino básico, criação de mais unidades públicas de ensino em locais onde há carência de oferta ou ainda locais onde se visualize uma oportunidade na dinamização eficiente da educação podem ser eficientes, resultando em efeitos positivos nos indicadores de saúde. Outro ponto importante está relacionado com o melhoramento da infraestrutura e tecnologia no ensino, que é um fator que permite um melhor desempenho na absorção do conhecimento, ainda visualizando a oportunidade de parceria público privada na educação, incentivando ainda mais criação de cursos técnicos e profissionalizantes.

Este trabalho possui algumas limitações, com destaque para duas: primeiro, os dados estão relativamente defasados, o novo Censo que ocorrerá provavelmente em 2021 pode trazer uma análise mais atualizada e robusta, em segundo lugar, devemos destacar possíveis problemas de endogeneidade, principalmente causado por variáveis omitidas não fixas no tempo como infraestrutura e políticas de saúde.

Como a literatura nacional utiliza variáveis de controle alinhadas ao perfil de dados individuais, sugere-se então que futuros trabalhos, possam ser realizados como base na análise de microdados, como a relação entre escolaridade e saúde individual, utilizando as variáveis de educação dos pais, saúde autoavaliada, presença de doença crônica e medidas de sobrepeso e obesidade sexo, cor, domicílio (entre outras) para mensuração dessa relação entre educação em saúde para a Região Nordeste. Podendo assim os resultados serem confrontados com os resultados aqui obtidos. Ainda pode-se verificar como essa correlação está distribuída entre todas as Regiões do Brasil, a fim de identificar onde a relação espacial é mais concentrada, mensurando ainda se há efeito transbordamento significativos na demais regiões.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADELMAN, H.; GARCIA, M. A pobreza, a segurança alimentar das famílias, e nutrição no Paquistão rural. **Relatório de Pesquisa Instituto 96**. International Food Policy Research, Washington, DC, 1993.

ALBOUY, V.; LEQUIEN, L. Does compulsory education lower mortality? **Journal of Health Economics**, Volume 28, Issue 1, January 2009, p. 155-168.

ALVES, D.; BELLUZZO, W. Child health and infant mortality in Brazil. Annual meeting of brazilian econometric society. **Proceedings**. Brasil, João Pessoa (PB), dez. 2004.

ANAND, Sudhir. The concern for equity in health. In: ANAND, Sudhir et al (Eds.) **Public health, ethics, and health**, Oxford University Press, Paperback, p. 15-20, 2006.

ANSELIN, L. 1988. Spatial Econometrics: Methods and Models. London: Kluwer Academic Publishers.

ANSELIN, L.; Griffith, D.A. 1988. Do spatial effects really matter in regression analysis? **Papers of the Regional Science Association** 65: 11-34.

AQUINO, R; et al. Impacto do programa de saúde da família sobre a mortalidade infantil nos municípios brasileiros. **Sou J Saúde Pública**. 2009 Jan; Disponível em < <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2636620/>> acessado em 01 de junho.

ARELLANO, M; BOND,E. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. **The Review of Economic Studies**, Volume 58, Issue 2, April 1991, Pages 277–297.

ARENDRT, Jacob Nielsen. Does education cause better health?A panel data analysis using school reforms for identification. **Economics of Education Review** 24 (2005) 149–160

BAER, W.; Campino, A.C.C.; Cavalcanti, T. 2000. Condições e política de saúde no Brasil. **Economia Aplicada**, 4: 763-785.

BARUFI, Ana M.B.; HADDAD, Eduardo A.; PAEZ, Antonio. 2011. " Regional dimensions of infant mortality rate in Brazil, 1980-2000", **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia 195, ANPEC** - Associações Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Associação Brasileira de Programas de Pós-Graduação em Economia).

BARUFI, Ana Maria Bonomi. **Dimensões Regionais da Mortalidade Infantil no Brasil**. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

BEHRMAN, Jere; DEOLALIKAR, Anil. Health and nutrition. **Handbook of development economics**. Vol. 1. 631-711. 1998.

BEHRMAN, Jere; WOLFE, Barbara The Socioeconomic Impact of Schooling in a Developing Country. **Revisão de Economia e Estatística**, 66 , (2), 296-303. 1984.

Belotti, Federico, Hughes, Gordon e Piano Mortari, Andrea, (2017), Spatial panel data models using Stata, **Stata Journal** , 17 , edição 1, p. 139-180.

BEZERRA-FILHO, J.G; KERR, L.R.F.S.; MINÁ, D.L.; BARRETO, M.L. 2007. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. **Cadernos de Saúde Pública** 23: 1173-1185.

CASTRO, Marcia C.; SIMÕES, Celso C.S. Spatio-Temporal Trends of Infant Mortality in Brazil. **Paper prepared for presentation at the XXVI IUSSP International Population Conference**, Marrakech, Morocco, September 2009.

CHAGAS, Luis Squarize Chagas. Econometria espacial: modelos espaciais de dados em painel. Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo, maio 2018. Disponível em https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/4308242/mod_resource/content/0/Aula%201.1.pdf

Eide Eric R., Showalter Mark H. 2011. "Estimating the Relation Between Health and Education: What Do We Know and What Do We Need to Know?" **Economics of Education Review** 30(5):778–91

FONSECA, S.C; FLORES, P.V.G; CAMARGO, Jr.K.R; PINHEIRO, R.S; COELI, C.M. Escolaridade e idade materna: desigualdades no óbito neonatal. **Rev. Saúde Pública**. 2017; 51:94.

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.

GOBI et al. Função de produção de saúde para o Brasil: análise pelo modelo de Grossman. **Rev. Econ. NE**, Fortaleza, v. 50, n. 1, p. 85-100, Jan. /mar., 2019.

GOMES; Bruno Silva de Moraes. **Análises Espaciais em Saúde para os Municípios Brasileiros: Ciclos Eleitorais e Partidários, Estratégia Saúde da Família e Migração Médica**. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal Juiz de Fora, Minas Gerais, 2017.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Seventh Edition. England: Pearson Education, 2012.

GROSSMAN, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223–255.

Grossman, M. (2000). The human capital model of the demand for health. In A. J. Culyer, & J. P. Newhouse (Eds.). **Handbook of health economics** 1A (pp. 347–408). Amsterdam: Elsevier Science.

GUANAIS, F.C.; MACINKO, J. The health effects of decentralizing primary care in Brazil. **Health Affairs** 28: 1127-1135. 2009.

JOUMARD, I. et al. (2008), “Health Status Determinants: Lifestyle, Environment, Health Care Resources and Efficiency”, **OECD Economics Department Working Papers**, No. 627, OECD Publishing.

KASSOUF, A. A demanda de saúde infantil no Brasil por Região e Setor. **Pesquisa e Planejamento Econômico** 24, 235-260. 1994.

KASSOUF, A.; SENAUER, B. Direct and indirect effect of parental education on malnutrition among children in Brazil: a full income approach. **Econ. Dev. Mudança Cultural** 44, 817-838. 1996.

LI, Z; HSIAO, Y; GODWIN, J; MARTIN, B.D; WAKEFIELD, J; CLARK, S.J; et al. (2019) Changes in the spatial distribution of the under-five mortality rate: Small-area analysis of 122 DHS surveys in 262 subregions of 35 countries in Africa. **PLoS ONE** 14(1): e0210645. <https://doi.org/10.1371/journal>.

Lillard, D. R., & Molloy, E. (2010). Live and learn or learn and live: Does education lead to longer lives? Working paper, Cornell University.

Lleras-Muney A. The relationship between education and adult mortality in the United States. **Rev Econ Stud.** 2005; 72:189–221.

MACINKO, J; GUANAIS, F.C; SOUZA, M.F.M. An evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. **Journal of Epidemiology & Community Health**,v. 6, n. 1, p.13-19, 2006.

MARIANO, J.L; MARTA, F. **Eficiência da redução da mortalidade infantil: uma análise para os municípios da região nordeste -2018.** Disponível em: >https://www.anpec.org.br/nordeste/2018/submissao/arquivos_identificados/114-caabdbcf508a102340cb8d4d9f0db3ab.pdf>. Acesso em: 19 jul 2020.

Mazumder, B., 2008. Does education improve health? A reexamination of the evidence from compulsory schooling laws. **Econ. Perspect.** 33, 2e16.

MENDONÇA, M.J.C; MOTTA, R. S. Saúde e Saneamento no Brasil. **Planejamento e políticas públicas** | ppp | v. 30 | jun./dez. 2007.

MIGUEL, J., BUGALHO, M. Economia da Saúde: novos modelos. **Análise Social**, Vol. 38, No. 166, Novas Faces da Saúde (Primavera de 2003), pp. 51-75. Instituto Ciências Sociais da Universidade de Lisboa. 2003.

MONTEIRO, Mário F. G. O efeito da educação materna sobre o risco da mortalidade infantil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, jan./jun. 1990.

Mosley, W. Henry, and Lincoln C. Chen. “An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries.” **Population and Development Review**, vol. 10, 1984, pp. 25–45.

PEIXOTO, S.G.D. Eficácia e Gestão da Política de Atenção Básica de Saúde nos Municípios Brasileiros. **Master’s Thesis**, FEA-USP, São Paulo. 2008.

ROSS, C.E.; WU, C.L. The links between education and health. **American Sociological Review**, v. 60, n. 5, p. 719–745, Oct. 1995.

SANTOS, Anderson Moreira Aristides dos; TEJADA, César Augusto Oviedo; EWERLING, Fernanda. Os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v. 50, n. 3, p. 473-492, Sept. 2012.

Silles, M. A. (2009). The causal effect of education on health: Evidence from the United Kingdom. **Economics of Education Review**, 28(1), 122–128.

SILVA, Andréa Ferreira da. **Ensaio sobre a pobreza no Brasil**. 2015. 96 f.; Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Ceará, Departamento de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza - CE, 2015.

SOARES, R.R. "Health and the Evolution of Welfare across Brazilian Municipalities". **Journal of Development Economics**, Vol. 84, pp. 590-608. 2007.

SOUSA, Elder A.; SANTOS, Anderson M.A.; JACINTO, Paulo A. Efeitos da Educação Sobre a Saúde do Indivíduo: Uma Análise para a Região Nordeste do Brasil. **Rev. Econ. NE**, F 912 Fortaleza, v. 44, n. 4, p. 911-930, out-dez. 2013.

SOUSA, Tanara Rosângela Vieira; LEITE FILHO, Paulo Amilton Maia. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. **Rev. Saúde Pública**, São Paulo, v. 42, n. 5, p. 796-804, 2008. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S003489102008000500003&lng=en&nrm=iso>. Acesso em 11 Junho 2019.

SOUZA, et al. Estimação e Análise dos Fatores Determinantes da Redução da Taxa de Mortalidade Infantil no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**. Vol. 10, n. 2, pp. 140-155, 2016.

THOMAS, Ducan et al. Child survival, height for age and household characteristics in Brazil. **Journal of Development Economics**, Vol. 33, p. 192-234, 1990.

UCHÔA, C. F. A.; MENEZES, T. A. (2012). Spillover espacial da criminalidade: uma aplicação de painel espacial para os estados brasileiros. In: **XL Encontro Nacional de Economia**, Porto de Galinhas/PE, 2012.

UNICEF et al. **Committing to child survival: A promise renewed**, progress report 2013, unicef. New York, 2013.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Sections and Panel Data**, MIT Press, 2010.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, 1 ed. 2002.