

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA  
FACULDADE DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

BRUNO SILVA DE MORAES GOMES

**ANÁLISES ESPACIAIS EM SAÚDE PARA OS MUNICÍPIOS  
BRASILEIROS: CICLOS ELEITORAIS E PARTIDÁRIOS,  
ESTRATÉGIA SAÚDE DA FAMÍLIA E MIGRAÇÃO MÉDICA**

JUIZ DE FORA

2017

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA  
FACULDADE DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

BRUNO SILVA DE MORAES GOMES

**ANÁLISES ESPACIAIS EM SAÚDE PARA OS MUNICÍPIOS  
BRASILEIROS: CICLOS ELEITORAIS E PARTIDÁRIOS,  
ESTRATÉGIA SAÚDE DA FAMÍLIA E MIGRAÇÃO MÉDICA**

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, campus Juiz de Fora (MG), como requisito parcial para a obtenção do título de doutor em economia.

Orientador: Profa. Dra. Suzana Quinet de Andrade Bastos

Coorientador: Prof Dr Eduardo Simões de Almeida

JUIZ DE FORA

2017

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Gomes, Bruno Silva de Moraes .

ANÁLISES ESPACIAIS EM SAÚDE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: CICLOS ELEITORAIS E PARTIDÁRIOS, ESTRATÉGIA SAÚDE DA FAMÍLIA E MIGRAÇÃO MÉDICA / Bruno Silva de Moraes Gomes. -- 2017.

115 f.

Orientadora: Suzana Quinet de Andrade Bastos

Coorientador: Eduardo Simões de Almeida

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia, 2017.

1. Ciclos eleitorais e partidários. 2. Estratégia Saúde da Família (ESF). 3. Migração médica. 4. municípios brasileiros. 5. econometria espacial. I. Bastos, Suzana Quinet de Andrade , orient. II. Almeida, Eduardo Simões de , coorient. III. Título.

Bruno Silva de Moraes Gomes

**ANÁLISES ESPACIAIS EM SAÚDE PARA OS MUNICÍPIOS  
BRASILEIROS: CICLOS ELEITORAIS E PARTIDÁRIOS,  
ESTRATÉGIA SAÚDE DA FAMÍLIA E MIGRAÇÃO MÉDICA**

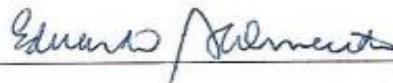
Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, campus Juiz de Fora (MG), como requisito parcial para a obtenção do título de doutor em economia.

Avaliada em:

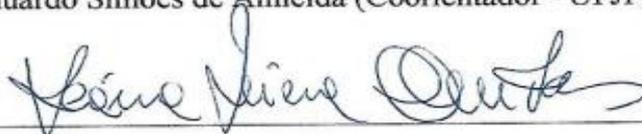
BANCA EXAMINADORA



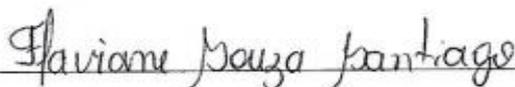
Profª. Drª. Suzana Quinet de Andrade Bastos (Orientadora - UFJF)



Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida (Coorientador - UFJF)



Profª. Drª. Flávia Lúcia Chein Feres (Titular interno - UFJF)



Profª. Drª. Flaviane Souza Santiago (Titular interno - UFJF)



Profª. Drª. Tatiane Almeida de Menezes (Titular externo - UFPE)



Profª. Drª. Luciana Soares Luz do Amaral (Titular externo - UFMG)

## **AGRADECIMENTOS**

À minha família por todo o suporte que me deram (Fátima, Rita, Jê, Nana, Lico e Mery). Em especial a minha avó Anita que foi quem mais contribuiu com a minha educação desde o maternal.

Aos meus amigos pelo incentivo e apoio incondicional nos momentos que eu mais precisei. Em especial aqueles que dividiram casa comigo em Juiz de Fora, Fernando, Ju, Luís e Diogo.

Agradeço aos PPGETES que me ajudaram com as bases de dados e estimações. Destaque para Bebel, Erika, Ju Gonçalves, Pri, Dessa, Ana e Fabinho. Muito Obrigado!

Aos meus colegas de IFRJ, que muito contribuíram em gerar um ambiente propício para que eu pudesse me dedicar na finalização da tese, em especial ao meu diretor de ensino José Marcelo que trocou e ajustou os meus horários sempre que foi necessário.

Aos professores do PPGE pelos conhecimentos passados e pela dedicação a este programa de pós graduação. Em especial a Suzana, pela paciência e generosidade (Thanks Suzi!). E ao Eduardo Almeida por ser uma fonte de inspiração e muito contribuir com esse trabalho.

Aos funcionários da secretária, Cida, Marina, Nicole. Aos coordenadores Ricardo e Silvinha que me apoiaram nessa jornada.

Agradeço ainda, aos participantes da minha banca por seus ricos comentários, Flávia, Tatiane, Luciana e Flaviane.

A Deus por tudo, obrigado!

## RESUMO

Essa tese busca analisar as questões espaciais de saúde nos municípios brasileiros. Dessa forma, o artigo 1 investiga as evidências de ciclos eleitorais e partidários e interação espacial nas despesas com saúde e saneamento. O modelo de painel dinâmico espacial propiciou observar se ocorre o aumento das despesas com saúde e saneamento nos anos de eleição municipal e quais os partidos que mais gastam com saúde e saneamento. Identificou que o padrão dessas despesas é influenciado pelo comportamento das despesas nos municípios vizinhos. Nota-se a presença do efeito *spillovers*, pois os governantes reduzem suas despesas com saúde e saneamento ao observarem que os vizinhos aumentam as despesas. O artigo 2 analisa as questões espaciais da Estratégia Saúde da Família (ESF) capazes de influenciar a taxa de mortalidade infantil e de crianças de 1 a 4 anos nos municípios brasileiros entre 1998 e 2012. A estimação se dá por dados por painel espacial. Como resultado, observa-se a presença dos efeitos do tipo *feedback*, em que os efeitos diretos da ESF passam para os vizinhos e retornam e o espraiamento da razão de cobertura dos vizinhos na redução da mortalidade infantil e de 1 a 4 anos. Assim, conclui-se que um aumento da ESF em um município reduz as taxas de mortalidade infantil e de 1 a 4 anos nos vizinhos, sendo esse efeito maior para mortalidade infantil. E o artigo 3 analisa a migração médica identificando se há efeito gotejamento nos municípios brasileiros para médicos generalistas e especialistas. Utiliza-se os dados do Censo 2010 e o modelo hierárquico espacial de dois níveis, o primeiro com os dados individuais e o segundo com os dados municipais (incorporando as defasagens espaciais). Como resultados confirma-se a importância da inclusão das variáveis individuais, municipais e espaciais e verifica-se a inexistência do efeito de gotejamento para migração médica tanto de generalistas (que estão dispersos pelos municípios aleatoriamente) quanto de especialista nos municípios brasileiros.

**Palavras chave:** ciclos eleitorais e partidários, Estratégia Saúde da Família (ESF), migração médica, municípios brasileiros, econometria espacial.

## **ABSTRACT**

This thesis aims to analyze spatial health issues in Brazilian municipalities. Thus, article investigates the evidence of electoral and partisan cycles and spatial interaction in health and sanitation expenditures. The spatial dynamic panel model allowed us to observe whether there is an increase in health and sanitation expenses in the years of municipal elections and which parties spend the most on health and sanitation. Identified that the pattern of these expenditures is influenced by the behavior of expenditures in neighboring municipalities. The spillovers effect is noticeable, as governors reduce their health and sanitation expenditures by observing that neighbors increase expenditures. Article 2 analyzes the spatial issues of the Family Health Strategy (FHS) that can influence the infant and child mortality rate of 1 to 4 years in Brazilian municipalities between 1998 and 2012. The estimation is given by data per space panel. As a result, the effects of the feedback type are observed, in which the direct effects of the FHS pass to the neighbors and return and the spreading of the coverage ratio of the neighbors in the reduction of the infant mortality and from 1 to 4 years. Thus, it is concluded that an increase in FHS in one municipality reduces infant and 1 to 4 year mortality rates in neighbors, and this effect is higher for infant mortality. And article 3 analyzes the medical migration, identifying if there is trickle down effect in Brazilian municipalities for general practitioners and specialists. Data from the Censo 2010 and the two-level spatial hierarchical model are used, the first with the individual data and the second with the municipal data (incorporating spatial lags). As a result, the importance of including individual, municipal and spatial variables is confirmed and there is no trickle down effect for medical migration, either by generalists (who are dispersed by the municipalities at random) or by specialists in the Brazilian municipalities.

**Keywords:** electoral and partisan cycles, Family Health Strategy (FHS), medical migration, Brazilian municipalities, spatial econometrics.

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO AOS ENSAIOS.....	10
ENSAIO 1: CICLOS ELEITORAIS E PARTIDÁRIOS E INTERAÇÃO ESPACIAL NAS DESPESAS EM SAÚDE E SANEAMENTO MUNICIPAIS (1998-2012)	
1. Introdução.....	13
2. Revisão do modelo teórico .....	15
3. Avaliações empíricas dos ciclos eleitorais e partidários no Brasil.....	20
4. Metodologia.....	27
5. Base de dados .....	29
6. Resultados e discussão.....	37
7. Conclusão.....	46
Referências .....	46
Anexos.....	50
ENSAIO 2: ANÁLISE ESPACIAL DA ESTRATÉGIA SAÚDE DA FAMÍLIA (1998/2012)	
1. Introdução.....	63
2. A Estratégia Saúde da Família.....	65
3. Metodologia e plano de estimação.....	69
4. Base de dados e análise descritiva.....	75
5. Resultados e discussão.....	77
6. Considerações Finais.....	85
Referências.....	86
Anexos.....	90
ENSAIO 3: DETERMINANTES INDIVIDUAIS, LOCAIS E EFEITO GOTEJAMENTO NA MIGRAÇÃO MÉDICA	
1. Introdução.....	92
2. Distribuição e Migração Médica.....	95
3. Estratégia empírica.....	100
4. Banco de Dados.....	104
5. Resultados.....	106
6. Conclusão.....	111
Referências.....	112
Anexos.....	114

## LISTA DE TABELAS

### ENSAIO 1: CICLOS ELEITORAIS E PARTIDÁRIOS E INTERAÇÃO ESPACIAL NAS DESPESAS EM SAÚDE E SANEAMENTO MUNICIPAIS (1998-2012)

Tabela 1: Número de municípios por Estado que compõem a base de dados por ano.....	34
Tabela 2: Teste de médias das variáveis para a base balanceada e não balanceada.....	35
Tabela 3: Frequência dos partidos dos prefeitos eleitos (valores %).....	36
Tabela 4: Teste de Médias para as variáveis fiscais em anos eleitorais.....	37
Tabela 5: Teste de Médias para as variáveis fiscais segundo o alinhamento político.....	38
Tabela 6: Resultados do modelo de painel dinâmico espacial para as despesas com saúde e saneamento entre 1998 a 2012.....	39

### ENSAIO 2: ANÁLISE ESPACIAL DA ESTRATÉGIA SAÚDE DA FAMÍLIA (1998/2012)

Tabela 1: Evolução da mortalidade e expansão da ESF (1998 e 2012).....	76
Tabela 2: Análise Descritiva para variáveis explicativas nos anos 1998 e 2012.....	77
Tabela 3: Painel Balanceado para Taxa de mortalidade infantil entre 1998 e 2012.....	79
Tabela 4: Painel Balanceado para crianças de 1 a 4 anos entre 1998 e 2012.....	80
Tabela 5: Painel Espacial Balanceado com modelo SDM para Taxa de mortalidade infantil entre 1998 e 2012.....	82
Tabela 6: Painel Espacial Balanceado com modelo SDM para Taxa de mortalidade de crianças de 1 a 4 anos entre 1998 e 2012.....	83

### ENSAIO 3: DETERMINANTES INDIVIDUAIS, LOCAIS E EFEITO GOTEJAMENTO NA MIGRAÇÃO MÉDICA

Tabela 1: Análise descritiva das variáveis individuais (1° nível).....	105
Tabela 2: Análise descritiva das variáveis municipais (2° nível).....	106
Tabela 3: Resultados do modelo <i>logit</i> hierárquico.....	107
Tabela 4: Resultados do Modelo Logit Hierárquico Espacial para migração médica, para os médicos generalistas e especialista em 2010.....	109

## LISTA DE QUADROS

Quadro Resumo dos ensaios que compõem a tese.....12

### ENSAIO 1: CICLOS ELEITORAIS E PARTIDÁRIOS E INTERAÇÃO ESPACIAL NAS DESPESAS EM SAÚDE E SANEAMENTO MUNICIPAIS (1998-2012)

Quadro 1: Resumo dos principais trabalhos empíricos sobreo tema Ciclos Políticos e Eleitorais para o Brasil.....23

Quadro 2: Variáveis usadas nos trabalhos empíricos, com ênfase nos gastos em saúde e saneamento .....25

Quadro 3: Descrição e fonte das variáveis.....33

### ENSAIO 2: ANÁLISE ESPACIAL DA ESTRATÉGIA SAÚDE DA FAMÍLIA (1998/2012)

Quadro 1: Resumo dos trabalhos econométricos que analisam a redução das taxas de mortalidade infantil e o PSF.....70

### ENSAIO 3: DETERMINANTES INDIVIDUAIS, LOCAIS E EFEITO GOTEJAMENTO NA MIGRAÇÃO MÉDICA

Quadro 1: Síntese dos trabalhos com aplicação econométrica sobre migração e distribuição médica.....99

Quadro 2: Variáveis testadas no Modelo.....105

## LISTA DE FIGURAS

### ENSAIO 3: DETERMINANTES INDIVIDUAIS, LOCAIS E EFEITO GOTEJAMENTO NA MIGRAÇÃO MÉDICA

Figura 1: Mapas Quantílicos dos Municípios que expulsam – emigração (em tons vermelhos), e que atraem - imigração (em tons azuis) a mão de obra médica em 2010.....94

## INTRODUÇÃO AOS ENSAIOS

O conhecimento das condições de saúde da população é uma das atividades centrais do poder público. Desde 1990 o Sistema Único de Saúde (SUS) é responsável pela atenção à saúde, devendo garantir assistência integral e gratuita para a população através de um processo hierarquizado e regionalizado em que estados e municípios tem acesso a recursos federais (CONILL, 2008).

A vigilância da saúde tem como pressuposto uma visão integral do processo saúde doença na medida em que envolve operações sobre os determinantes da saúde, constituindo se em “espaço da saúde”, isto é de promoção, de prevenção e de atendimento e não exclusivamente de atenção à doença (OLIVEIRA e CASANOVA, 2009).

O uso do espaço na análise de saúde não se limita à localização de eventos de saúde. O espaço é, ao mesmo tempo, produto e produtor de diferenças históricas, sociais e ambientais que promovem condições particulares para a produção de doenças (BARCELLOS *et. al.*, 2002). O reconhecimento desse espaço serve para a caracterização da população e de seus problemas de saúde, bem como para avaliação do impacto dos serviços sobre os níveis de saúde da população<sup>1</sup>.

A incorporação no arcabouço teórico e analítico sobre a saúde de novas variáveis, categorias, métodos e técnicas de análise permite a espacialização de certas categorias da saúde, que apesar de apresentarem dimensões visivelmente espaciais, foram construídas ao longo do tempo de uma forma a-espacial, como as endemias e epidemias. Neste contexto, essa tese utiliza a estrutura de financiamento e regionalização do SUS e os avanço da modelagem econométrica espacial para avaliar as questões espaciais de saúde.

O primeiro ensaio analisa a influência dos ciclos eleitorais e partidários nas despesas com saúde e saneamento nos municípios brasileiros. Busca capturar se há aumento nas despesas em saúde e saneamento nos anos eleitorais se o padrão dessas despesas é

---

<sup>1</sup> BARCELLOS, C.; SABROZA, P.C.; PEITER, P.; ROJAS, L.I. Organização espacial, saúde e qualidade de vida: A análise espacial e o uso de indicadores na avaliação de situações de saúde. *Informe Epidemiológico do SUS*. 11(3): 129-138, 2002.

CONILL, E. M. Ensaio histórico-conceitual sobre a Atenção Primária à Saúde: desafios para a organização de serviços básicos e da estratégia saúde da família em centros urbanos no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*. 24(1):7-16, 2008.

OLIVEIRA, C. M.; CASANOVA, A. O. Vigilância da saúde no espaço de práticas da atenção básica. *Ciência & Saúde Coletiva*. 14(3):929-936, 2009.

influenciado pelo comportamento das despesas dos municípios vizinhos. Utiliza como metodologia o modelo de painel dinâmico espacial com estimador GMM. Como os principais resultados verifica-se a dinâmica da formação dos ciclos eleitorais e partidários com aumento das despesas com saúde e saneamento nos anos da eleição municipal. As despesas são influenciadas pelo comportamento das despesas dos municípios vizinhos, ressaltando o efeito do tipo *spillovers*.

O segundo ensaio analisa as questões espaciais que envolvem a Estratégia Saúde da Família e a redução na taxa de mortalidade infantil e de crianças 1 a 4 anos nos municípios brasileiros entre 1998 e 2012. Verifica-se o espreado dos efeitos espaciais (diretos, indiretos e totais) da cobertura das equipes saúde da família na redução na taxa de mortalidade infantil e de 1 a 4 anos nos municípios e nos seus vizinhos. Há evidências dos efeitos do tipo *feedback*, que passam para os vizinhos e retornam. Os impactos da ESF provavelmente são maiores nos vizinhos do que no município que aderiu primeiro ao programa. No geral, o cálculo dos efeitos diretos, indiretos e totais sugerem que aumento na ESF em um município tem efeitos positivos nos vizinhos.

O terceiro ensaio busca capturar os determinantes individuais e locais da migração médica diferenciando o médico generalista e especialista e o efeito gotejamento nos municípios brasileiros. Utiliza-se o modelo *logit* hierárquico espacial com as características dos médicos no primeiro nível e as características dos municípios no segundo. Como principal resultado nota-se a inexistência do efeito de gotejamento para migração médica tanto de generalistas (que estão dispersos pelos municípios aleatoriamente) quanto de especialista nos municípios brasileiros.

Metodologicamente observa-se uma complementação dos modelos econométricos utilizados nos artigos, uma vez que no primeiro ensaio utiliza-se dados de painel dinâmico espacial como proposto por Kukenova e Monteiro (2009); no segundo ensaio usa-se o painel espacial com os efeitos diretos, indiretos e totais; e o ensaio 3 conta com um modelo *logit* hierárquico espacial de 2 níveis (individual e municipal).

Os trabalhos contam com uma base de dados recente e atualizada com configuração municipal, os dois primeiros ensaios com dados de 1998 a 2012, com variáveis retiradas da Secretaria do Tesouro Nacional e do DataSUS, enquanto o terceiro artigo usa as variáveis do CENSO 2010. Testa-se diversos regimes espaciais, encontrando como melhor critério de vizinhança a matriz de contiguidade do tipo rainha, que considera todos os vizinhos limítrofes.

### Quadro Resumo dos ensaios que compõem a tese.

Ensaio	Título (Período)	Objetivo	Método	Banco de Dados	Resultados
1	Ciclos eleitorais e partidários e interação espacial nas despesas em saúde e saneamento municipais (1998-2012)	Analisar a influência dos ciclos eleitorais e partidários nas despesas com saúde e saneamento nos municípios brasileiros. Ou seja, capturar: i) se há aumento nas despesas em saúde e saneamento em anos eleitorais; ii) se o padrão dessas despesas é influenciado pelo comportamento das despesas dos municípios vizinhos.	Painel dinâmico espacial com estimador GMM	Variável dependente é a despesa com a função saúde e saneamento. Variáveis explicativas estão divididas em: i) fiscais, ii) eleitorais e partidárias, iii) socioeconômicas e territoriais, e iv) institucionais. Dados oriundos da STN, TSE, DataSUS e CENSOS.	O padrão das despesas com saúde e saneamento é influenciado pelo comportamento dos municípios vizinhos. Nota-se a presença do efeito <i>spillovers</i> , os governantes reduzem suas despesas com saúde e saneamento ao observarem que os vizinhos aumentam as despesas. Observa-se: i) um conservadorismo com as receitas advindas de transferências federais e receitas tributárias municipais; ii) que as despesas em saúde e saneamento são maiores em anos de eleições municipais do que nos anos de eleições federal e estaduais; iii) o aumento das despesas com saúde e saneamento é maior para governos, em que prefeitos, governadores e presidente são do mesmo partido sendo os partidos de esquerda os mais propensos a aumentos de gastos.
2	Análise espacial da Estratégia Saúde da Família (1998/2012)	Analisar as questões espaciais que envolvem a ESF e a redução na taxa de mortalidade infantil e de crianças de 1 a 4 anos nos municípios brasileiros	Painel Espacial	Variável dependente: taxa de mortalidade infantil e taxa de mortalidade de 1 a 4 anos. Variáveis explicativas referem-se a dados sanitários, demográficos, de cobertura e acesso à saúde. Dados oriundos do DataSUS e CENSOS.	Verifica-se a presença da autocorrelação espacial, com evidências dos efeitos do tipo <i>feedback</i> . Os impactos da ESF provavelmente são maiores nos vizinhos do que no município que aderiu primeiro ao programa. No geral, o cálculo dos efeitos diretos, indiretos e totais sugerem que o aumento na ESF em um município tem efeitos positivos nos vizinhos.
3	Determinantes individuais, locais e efeito gotejamento na migração médica (2010)	Analisar os determinantes individuais e locais da migração dos médicos generalistas e especialistas e o efeito gotejamento nos municípios brasileiros	Modelo <i>logit</i> hierárquico espacial	Variável dependente: <i>logit</i> com 0 para não migrou e 1 para o que migrou. Variáveis individuais (sexo, estado civil, raça, salário, condição, idade, componentes da família), municipais (população, PIB, anos de estudo, urbanização, esperança de vida, mortalidade total e infantil, distância da capital, densidade demográfica, coeficiente de gini, abastecimento de água e esgotamento sanitário, energia elétrica, coleta de lixo, bolsa família, leitos, médicos, cobertura vacinal, vagas e concluintes no curso de medicina). Os dados foram retirados do CENSO 2010, DataSUS e SIGRAS.	Os médicos tendem a migrar para municípios com menos médicos; Verifica-se a inexistência do efeito de gotejamento para migração médica tanto de generalistas quanto de especialista nos municípios brasileiros. Além disso, observa-se que: quanto mais jovem mais o médico tem probabilidade de migrar; quanto maior a renda do médico mais ele tende a migrar; quanto mais componentes tem a sua família menos ele tem probabilidade de migrar; e os homens migram mais.

Fonte: elaboração própria.

# CICLOS ELEITORAIS E PARTIDÁRIOS E INTERAÇÃO ESPACIAL NAS DESPESAS EM SAÚDE E SANEAMENTO MUNICIPAIS (1998-2012)

## 1. Introdução

A gestão de políticas públicas em saúde no Brasil vem ganhando importância nas discussões de economia não só pelo impacto na qualidade de vida dos indivíduos, mas também pelo seu potencial como instrumento de manipulação de votos.

Sabe-se que os Ciclos Eleitorais e Partidários são marcados pelos diferenciais de gastos em períodos pré e pós-eleitorais, a fim de influenciar os resultados das eleições. São muitos os trabalhos que buscam avaliar a relação entre o comportamento de variáveis econômicas e políticas, tal associação foi denominada por Nordhaus (1975) como Ciclos Políticos e Eleitorais. O autor descreve a relação das decisões políticas inerentes às questões do trade-off entre inflação e desemprego com o período eleitoral, observando um comportamento oportunista do governante em busca da maximização do voto.

Hibbs (1977), ao questionar os resultados obtidos por Nordhaus (1975), verifica que para um conjunto de países as escolhas dos governantes não possuem apenas um caráter oportunista, mas também um viés partidário, com isso, há um direcionamento para a manutenção de um grupo no governo. A partir dos anos 80, os trabalhos de Nordhaus e Hibbs foram expandidos para incorporar outros elementos da teoria econômica, como expectativas racionais e informação assimétrica.

Alguns autores avaliam os ciclos eleitorais e partidários no Brasil. Sakurai (2009) e Videira e Mattos (2011) chamam a atenção para a despesa com a função saúde e saneamento, uma vez que essa é mais sensível aos períodos eleitorais no Brasil e afeta principalmente o bem-estar da população mais pobre, população está mais politicamente influenciada. Além disso, os gastos com saúde e saneamento são uma medida “visível” ao eleitorado pelo seu caráter imediato na função utilidade do eleitor.

No Brasil, apesar dos gastos federais diretos com saúde e outras despesas correntes terem apresentado uma queda entre 1995 e 2007, as transferências para os municí-

pios, estados e Distrito Federal aumentaram consideravelmente. Tal fato demonstra a importância do ganho de poder dos governantes locais, com a municipalização do Sistema Único de Saúde (SUS)<sup>2</sup> (GOMES, 2014).

Com a municipalização da saúde, o município assumiu a responsabilidade sobre ações e serviços de atenção básica e da saúde em geral da sua população. Para aproveitar economias de escala em certos tratamentos, o município pode estabelecer convênios com outros municípios. Dessa forma, se um município não tem escala que viabilize tratar certa enfermidade, o paciente pode ser transferido para a localidade mais próxima<sup>3</sup> que tenha maior infraestrutura (NOVAES e MATTOS, 2005).

No calendário brasileiro, as eleições são realizadas em períodos (anos) predefinidos, ou seja, conhecidos pela população. Tal fato permite aos agentes políticos ajustarem o tempo de suas políticas, de modo que os resultados dessas possam ficar mais evidentes em anos eleitorais, influenciando o resultado da eleição municipal.

Nesse contexto, este trabalho analisa a influência dos ciclos eleitorais e partidários nas despesas com saúde e saneamento nos municípios brasileiros. Ou seja, se ocorre aumento nas despesas em saúde e saneamento no anos eleitorais e se o padrão dessas despesas é influenciado pelo comportamento das despesas dos municípios vizinhos. Para isso, utiliza-se o modelo de painel dinâmico espacial com estimador GMM, de acordo com a metodologia proposta por Kukenova e Monteiro (2009). O período de análise cobre os anos de 1998 a 2012.

Espera-se que esse artigo possa trazer luz às despesas com saúde e saneamento, que são mais sensíveis a percepção dos eleitores, utilizando o maior número de controles existentes na literatura, tratando as possíveis fontes de endogeneidade provenientes da ausência de controle de efeitos fixos e de autocorrelação temporal e espacial. Nesse artigo as interações espaciais são ditadas pela proximidade (vizinhança), a saber, quanto mais próximos os municípios maior a interação espacial e maior o poder de influência.

Esse ensaio está dividido em cinco partes, além desta introdução. A próxima refere-se ao modelo teórico, enquanto a terceira compreende a exposição da revisão de

---

<sup>2</sup> A Norma Operacional de Assistência à Saúde - NOAS - 02/2002 é regulamenta a descentralização da assistência de saúde, transferindo para estados e, principalmente para os municípios, um conjunto de responsabilidades e recursos para a operacionalização do SUS.

<sup>3</sup> Os custos do tratamento podem não ser completamente pagos pelo município de origem, o que leva a distorções nas despesas municipais.

literatura. A apresentação da metodologia compreende a quarta seção, ao passo que a quinta seção descreve o banco de dados. Na sexta seção, apresentam-se e discutem-se os resultados. Por fim, são expostas as considerações finais.

## 2. Revisão do Modelo Teórico

A Teoria dos Ciclos eleitorais e partidários<sup>4</sup> analisa a influência do comportamento do governo nos períodos eleitorais a fim de manipular a intenção de voto dos eleitores. Sobre o tema, os modelos podem ser divididos em quatro categorias principais: i) Clássicos, ii) Racionais, iii) Oportunistas e iv) Partidários (MENDES, 2015).

Os Clássicos consideram que os eleitores são movidos por expectativas adaptativas (NORDHAUS, 1975 e ALESINA, 1992). Os Racionais propõem a hipótese de expectativas racionais, assim os eleitores entendem perfeitamente o sistema político-econômico e não cometem erros sistemáticos (HIBBS, 1977). Ambos os modelos são divididos em Oportunistas e Partidários.

O primeiro trabalho abordando os Ciclos eleitorais e partidários foi escrito por Downs (1957) e relaciona o modo como os interesses particulares dos agentes políticos (partidos e candidatos) motivam as suas escolhas. Nordhaus (1975) demonstrou que existe um padrão das decisões políticas quando as eleições são periódicas. Daí o surgimento da teoria do comportamento político oportunista, em que o agente político visa unicamente à manutenção do poder. Independentemente de um viés ideológico, o objetivo é a maximização dos votos.

Nordhaus (1975), utilizando das premissas do voto retrospectivo e da

---

<sup>4</sup> Entre os macroeconomistas não existe um consenso sobre o poder do aumento das despesas em períodos eleitorais capazes de gerar benefícios para a população e, com isso, a reeleição ou manutenção de um partido/coligação no poder. Enquanto uns pregam que os gastos tem um caráter Keynesiano e serve como impulsionador do crescimento, na outra ponta, há aqueles que consideram a política fiscal sem efeito e defendem a menor intervenção do Estado. Os neoclássicos consideram que a política fiscal expansionista tem maior efeito no produto e no emprego que a expansão transitória. Então, o ciclo político se tornaria nítido pela ideologia, ou seja, os partidos de esquerda tendem a aumentar os gastos no médio e longo prazo, enquanto partidos de direita tendem a reduzir os gastos (SIQUEIRA, 2015). Outros diferentes autores trabalham com o tema de ciclos eleitorais e partidários, em sua maioria para análises de eleições presidenciais. Destacam-se os trabalhos de: i) Kalecki (1943), que indica que as flutuações com os gastos que acompanham os períodos eleitorais estariam ligado às variações cíclicas do crescimento, independente do posicionamento do político. Para o autor, os líderes econômicos têm o controle dos mecanismos políticos e esses líderes não são capazes de representar a população. ii) MacRae (1977), que considera a possibilidade do comportamento estratégico do eleitor em sua decisão de votar. Caso exista possibilidade de reeleição, o que determina a decisão do voto do eleitor são as taxas de desemprego e inflação, quanto mais altas forem mais os eleitores punem os políticos no poder.

maximização do voto, desenvolveu um modelo a partir da Curva de Phillips (1), que o permitiu inferir sobre a existência de ciclos políticos.

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \lambda (\pi_t - \pi_t^e) + \varepsilon_t \quad (1)$$
$$0 < \alpha < 1 \text{ e } \lambda > 0$$

Onde:  $Y_t$  é o crescimento da produção;  $Y_{t-1}$  é o crescimento do produto defasado no tempo;  $\pi_t$  é a taxa de inflação;  $\pi_t^e$  é a taxa de inflação esperada;  $\alpha$  e  $\lambda$  são os parâmetros e  $\varepsilon_t$  é o choque aleatório.

O modelo pressupõe as seguintes premissas: a) expectativas adaptativas; inflação indiretamente controlada pelos formuladores de políticas; b) o comportamento político é oportunista, não há objetivos partidários; c) os eleitores julgam o desempenho dos governantes baseando-se em resultados recentes; e d) o calendário eleitoral é previamente fixado e conhecido por todos (fator exógeno). A exogeneidade eleitoral permite ao governante controlar as ações antecipadamente de acordo com o resultado pretendido. Tais pressupostos consideram que mesmo governos distintos tendem a escolher as mesmas políticas.

Com expectativas adaptativas (equação 2), a inflação é indiretamente controlada pelos formuladores de políticas, o comportamento político é oportunista e não há objetivos partidários, os eleitores julgam o desempenho dos governantes baseando-se em resultados recentes.

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} + \lambda (\pi_{t-1}^e - \pi_t) \quad (2)$$
$$0 < \lambda < 1$$

A partir desses pressupostos o autor testa as seguintes afirmações: i) há convergência na escolha de políticas por parte dos governos distintos, ou seja, os governos têm interesse único no poder, não importando as ideologias; ii) em período pré-eleitoral ampliam-se as políticas expansionistas, no intuito de reduzir o desemprego, aumentando a inflação e iii) em período pós-eleição as políticas são contracionistas, reduzindo a inflação e ampliando o desemprego.

Rogoff e Sibert (1988), Rogoff (1990) e Pearson e Tabellini (1990) reformulam o modelo de Nordhaus (1975) ao substituírem as expectativas adaptativas por expectativas racionais. Além disso, esses autores incorporam a assimetria de informação, ao passo que a competência do governo em fornecer serviços públicos passa a ser considerada.

Na presença de expectativas racionais o aprendizado ao longo do tempo restringe

o excesso de manipulações eleitorais, há uma redução no ciclo eleitoral devido à possibilidade de punição (perda de votos) a um comportamento puramente eleitoral. Pearson e Tabellini (1990) apresentam para o modelo oportunista a estrutura definida em (3):

$$\pi_t^e = E\left(\frac{\pi_{t-1}}{I_{t-1}}\right) \quad (3)$$

No qual  $I_{t-1}$  representa o conjunto de informações relevantes; os pressupostos da inflação são indiretamente controlados pelos formuladores de políticas, não há objetivos partidários e as eleições são exógenas. Os eleitores escolhem os candidatos com base nas expectativas racionais, esperando receber, em caso de vitória do seu candidato, o máximo de utilidade, isto é, o eleitor escolhe o governante com base nas informações passadas e no nível de benefícios que esperam receber no futuro.

Sobre a estrutura do modelo partidário, Hibbs (1977) parte da mesma lógica de Nordhaus (1975). A economia é caracterizada pela Curva de Phillips (equação 1) e mantém os pressupostos de expectativas adaptativas (equação 2), a inflação é indiretamente controlada pelos formuladores de políticas e as eleições são exógenas. Os políticos possuem comprometimento partidários distintos, logo, maximizam funções objetivos diferentes, implicando em viés partidário na escolha de políticas. Assim, diferentes partidos optam por pontos distintos na Curva de Phillips.

Partidos de esquerda priorizam o combate ao desemprego, ampliando a inflação. Enquanto os partidos de direita escolhem políticas de combate à inflação, aumentando o desemprego; os eleitores conhecem as diferenças políticas entre os partidos e votam naqueles que mais se aproximam de suas preferências. Os eleitores levam em consideração apenas o comportamento presente e do passado recente do governante, agindo de forma retrospectiva (HIBBS, 1977).

Alesina (1987) incorporou ao modelo de Hibbs (1977) as expectativas racionais. Assim, as eleições são consideradas fontes de incertezas sobre o futuro, os eleitores não sabem qual partido ganhará as eleições, e desconhecem quais serão as escolhas políticas, visto que partidos de alas distintas (esquerda ou direita) escolhem políticas diferentes.

Os modelos oportunistas e partidários não são excludentes, sendo possível verificar um comportamento tipicamente eleitoreiro e um viés ideológico para um mesmo governo. Para Alesina e Roubini (1992), mesmo um governo de comportamento partidário prefere permanecer no poder a ficar fora dele, tendo um possível

comportamento oportunista em períodos eleitorais. Alesina (1987); Alesina e Sachs (1988) e Alesina e Roubini (1992) a partir da equação (1) descrevem a função objetivo (W) dos partidos políticos (4):

$$W^i = \sum_{t=0}^T \delta^t [- [\pi_t - c^i]^2 - b^i [y_t - k^i]^2 ] \quad (4)$$

$$0 < \delta < 1$$

Onde i significa os partidos (esquerda (E) e direita (D));  $\delta^t$  é um fator de desconto intertemporal; c, b, e k são parâmetros positivos. O partido governante busca maximizar sua função objetivo em conformidade com seu viés ideológico.

Segundo Tiebout (1956), o governante provém bens públicos para a população de uma determinada região, dado que a população revela sua preferência por algum serviço/bem específico. A provisão de bens públicos é financiada pelos impostos, pagos pela população, que pode revelar uma preferência menor para tais bens a fim de pagar menos impostos. Logo, haveria uma disputa entre os governos municipais com o objetivo de oferecer maiores quantidades de bens ao contribuinte que pagaria menos impostos. A população, quando descontente com o bem provido ou com os impostos pagos, se deslocaria (migração) para o município próximo mais adequado às suas preferências (*voting with their feet*).

O modelo de Tiebout (1956) como hipóteses: i) os indivíduos possuem mobilidade total e se deslocam para a comunidade onde seus padrões de preferências são satisfeitos adequadamente; ii) os indivíduos possuem conhecimento perfeito das diferenças entre os padrões de ganhos e gasto, e reagem a essas diferenças; iii) há um grande número de comunidades entre as quais os indivíduos podem escolher para viver; iv) restrições de oportunidades de emprego não são consideradas; v) os serviços públicos ofertados não exibem economias ou deseconomias externas entre as comunidades; vi) para cada padrão do conjunto de serviços das comunidades, fixados por um administrador local que segue as preferências dos antigos residentes, há um tamanho de comunidade ótimo; vii) comunidades abaixo do tamanho ótimo procuram atrair novos residentes ao menor custo médio. Para uma população acima do ótimo acontece justamente o contrário. No nível ótimo procura-se deixar a população constante.

A observância do prefeito de um município no padrão de gastos dos municípios vizinhos, imaginando que os seus eleitores compararão seu desempenho com o do prefeito do município vizinho, sugere uma interação espacial entre os municípios como *yardstick competition* (BESLEY 1995) e efeito *spillover* (CASE *et al.* 1993).

*Yardstick competition* refere-se ao fato de que o prefeito de um determinado município imita o padrão de gastos dos municípios vizinhos, objetivando sinalizar a sua competência para o seu eleitorado. Enquanto o efeito *spillover* (transbordamento) atua como efeito contrário ao *yardstick competition*. Por exemplo, o município que aumenta os gastos em saúde, pode fazer com que seus vizinhos reduzam os seus gastos nesse mesmo setor, acreditando que o investimento naquela região não seria mais necessário, tal efeito é conhecido como *race to the bottom*<sup>5</sup>.

Segundo Baicker (2001), o efeito *yardstick competition* pode ser maior dependendo do gasto ou despesa a ser analisado, por exemplo, na educação, e pode existir um receio da imigração por destinatários de gastos de recursos sociais. O que sugere diferentes medidas de vizinhança para analisar diferentes gastos.

Bastos e Mueller (2015) ao testarem a relevância do Programa Bolsa Família na reeleição dos prefeitos encontraram evidências de os eleitores penalizam seus prefeitos nas urnas quando percebem desempenho superior nos municípios vizinhos. Assim, eleitores valorizam políticas públicas e, embora não consigam monitorar diretamente o esforço do prefeito, observam os resultados dessa política nos municípios vizinhos. Se o prefeito tem interesse em manter-se no cargo e consegue observar o desempenho dos demais municípios na implementação de uma política, o prefeito deve acompanhar as ações dos políticos com melhor desempenho no provimento de serviços públicos.

Alguns trabalhos chegaram a testar tais efeitos para os gastos em saúde. Freret (2005) mostrou a existência de interações espaciais (*yardstick competition* ou *spillover*) para os gastos em saúde nos municípios franceses, apontando uma complementaridade entre os municípios nesses gastos. Schaltegger *et. al.* (2009) verificaram a existência de interações estratégicas entre a cidade de Lucerna (Suíça) e suas comunas vizinhas para os gastos com saúde. Para o Brasil, Videira e Mattos (2011) concluem que há interação espacial da política fiscal, em adição ao efeito dos ciclos eleitorais na determinação dos gastos dos municípios em investimento, educação e cultura, saúde e saneamento.

Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1989) e Dahlberg e Johanson (1998) sugerem a incorporação da defasagem temporal quando se trata das despesas governamentais para capturar a dinâmica da política fiscal. Segundo os autores, existe um custo de ajustamento

---

<sup>5</sup>*Race to the bottom* ou corrida para fundo é sinônimo para o viés negativo que existe na decisão política do aumento na oferta de benefícios por cada município. Ver Brueckner a respeito (2000).

entre os mandatos, o que impossibilitaria um ajuste das despesas imediatamente após as eleições. Para o Brasil, em que a duração do mandato é de quatro anos, Nagakuma (2006), Sakurai (2009) e De Araújo e Leite Filho (2010) destacam a tendência de aumento progressivo das despesas a partir do segundo ano de mandato, considerando o primeiro ano como de ajustes e controle de gastos.

### **3. Avaliações Empíricas dos Ciclos Eleitorais e Partidários no Brasil**

Sobre os trabalhos que analisam empiricamente o tema ciclos políticos e eleitorais no Brasil. Alguns usam dados estaduais e a metodologia de dados em painel dinâmico com estimador GMM/SYS (Método Generalizado dos Momentos Sistemático). Nagakuma (2006) investigou se os eleitores captam as sinalizações de competência dos governantes, identificando e punindo os políticos oportunistas. Para os autores no período entre 1986 a 2004, o eleitorado recompensou os oportunistas, porém as chances de reeleição têm diminuído com o tempo, evidenciando uma evolução da capacidade do eleitor em identificar políticos oportunistas. De Araújo e Leite Filho (2011) observaram que, no período de 1995 a 2008, os gastos públicos estaduais aumentaram em anos eleitorais e se ajustaram no ano seguinte e os partidos de esquerda foram os que mais expandiram os gastos.

Ferreira e Bugarin (2007) ao investigarem as transferências intergovernamentais entre 1991 e 2004, concluíram que estas são influenciadas por motivações político-partidárias. Assim, sistema de transferências entre diferentes esferas do governo pode afetar o equilíbrio do ciclo político-orçamentário dos entes subnacionais.

Sakurai (2005), ao estudar o comportamento dos gastos públicos nos municípios paulistas de 1989 a 2001, notou o aumento dos gastos nos anos eleitorais de 1992 e 1996, mas, não evidenciou influências partidárias. Em nenhuma das eleições observou a racionalidade dos eleitores, nos moldes previstos pela teoria dos ciclos eleitorais racionais. Ao fazer uma análise para os municípios brasileiros, Sakurai (2007) verificou como fator favorável à reeleição o aumento nos gastos, mas esses foram melhor avaliados pelos eleitores quando ocorrem nos três anos anteriores ao da eleição. Sakurai (2009) ao analisar as diferentes funções orçamentárias dos municípios brasileiros concluiu que os ciclos eleitorais ocorrem de forma mais expressiva nas funções saúde e saneamento, habitação e urbanismo, assistência e previdência e transportes. Além disso, as distinções

partidárias influenciam a distribuição dos gastos.

Ao analisar a presença de ciclos políticos nos municípios de Minas Gerais entre 1999 e 2001, Gregório *et. al.* (2011) encontraram que o ano eleitoral de 2000 não influenciou o aumento nos gastos públicos, enquanto os anos eleitorais de 2002 e 2004 afetaram de forma negativa. O PIB se mostrou como o principal fator de aumento/redução dos gastos e não a proximidade das eleições.

Vasconcelos *et. al.* (2013), usando dados agregados para o Brasil, buscaram comprovações empíricas para a diminuição dos ciclos políticos após as mudanças institucionais ocorridas no país durante o período de 1985 e 2010, com destaque para a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) e a Emenda de Reeleição (ER). O resultado foi positivo para a incorporação da LRF, pois esta reduziu as oscilações cíclicas anuais causadas pelo calendário eleitoral. Os resultados para ER foram inconclusivos.

Sakurai (2009), Videira e Mattos (2011), Vasconcelos *et. al.* (2013), Menezes *et. al.* (2011) e Novaes e Mattos (2010) enfatizaram os gastos com saúde. Os quatro primeiros trabalhos testaram de forma direta a variável despesas com saúde e saneamento como variável dependente, enquanto o último avaliou os gastos com saúde, excluindo as receitas do Sistema Único de Saúde (SUS).

Novaes e Mattos (2010) partem do pressuposto de que o eleitorado pode ser sensível aos gastos em saúde. Os autores consideram que o prefeito em segundo mandato ou que não tenta reeleição maximiza sua utilidade se perseguir uma agenda própria, não necessariamente alinhada aos eleitores. Porém, o prefeito em primeiro mandato, quando não se candidata à reeleição, pode agir de forma a construir reputação para que seu partido ocupe a cadeira de prefeito. Neste caso, os autores observam um aumento de gastos em saúde sendo que, quando o prefeito é de um partido de esquerda, esses gastos aumentam não só por causa das hipóteses reputacionais, mas também por sua ideologia.

Videira e Mattos (2011) buscaram identificar se há interação espacial entre as despesas com saúde e saneamento, educação e investimentos e o correspondente padrão de despesas nos municípios de uma mesma microrregião definidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em períodos eleitorais entre os anos de 1997 e 2008. Usando a média dos gastos da microrregião para indicar os gastos dos vizinhos, os autores concluíram que o município reage positivamente ao aumento de gastos de seus vizinhos, ou seja, o aumento de gastos em anos eleitorais ocorre, mas isso se dá, em parte, devido ao efeito resposta do município em contrapartida ao movimento de seus vizinhos

e não exclusivamente devido ao ano eleitoral.

Menezes *et. al.* (2011) ao analisarem quais as funções deveriam ser prioritárias para reeleger os prefeitos concluíram que as despesas com a função saúde e saneamento são as mais capazes de influenciar o eleitorado, reconduzindo os prefeitos ao cargo.

O quadro 1 traz um resumo dos principais trabalhos sobre os Ciclos Políticos e Eleitorais. Através dele pode-se verificar que a análise espacial somente está presente em Videira e Matos (2011), enquanto a análise temporal está presente nos trabalhos de Nagakuma (2006), De Araújo e Leite Filho (2011) e Vasconcelos *et. al.* (2013). Destaca-se a inexistência de trabalhos com análises temporal e espacial concomitantemente.

Com relação às variáveis, o quadro 2 apresenta os trabalhos que utilizam como uma de suas variáveis dependente os gastos com saúde. As variáveis explicativas estão divididas em: i) fiscais, ii) eleitorais e partidárias, iii) socioeconômicas, iv) institucionais. Nota-se que os trabalhos utilizam variáveis socioeconômicas e territoriais semelhantes, como PIB *per capita* e taxa de urbanização, retiradas dos Censos. Menezes *et al.* (2011) incluem *dummies* para novos municípios e municípios divididos. As variáveis políticas e eleitorais, na sua maioria, são referentes a *dummies* de anos eleitorais, partidárias e de ideologias. Apenas Sakurai (2009) utiliza como variável fiscal a origem dos recursos (transferências total e receita tributária). Sakurai (2009), Videira e Mattos (2011) e Vasconcelos *et. al.* (2011) incluem variáveis institucionais por meio da *dummy* para a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF).

A partir da literatura de Ciclos Políticos e Eleitorais, o presente trabalho considera variáveis explicativas fiscais, eleitorais e partidárias, socioeconômicas e territoriais, e institucional. Porém, ao contrário dos autores do quadro 2, utiliza apenas a variável despesa com saúde e saneamento como dependente, haja vista que tais autores já demonstraram que essa é uma das variáveis mais capazes de influenciar os eleitores. Além disso, é utilizada aqui a metodologia de dados em painel dinâmico espacial com estimador GMM sistêmico, conforme proposto por Kukenova e Monteiro (2009).

Esse trabalho diferente de Videira e Mattos (2011) utiliza aqui as matrizes espaciais, que considera os vizinhos de acordo com a distância inversa e não pela média dos gastos na microrregião dos municípios, como feito pelos autores. Então, quanto mais perto um município está do outro, maiores são as interações espaciais e mais eles se influenciam.

**Quadro 1: Resumo dos principais trabalhos empíricos sobre o tema Ciclos Políticos e Eleitorais para o Brasil.**

<b>Autores (ano)</b>	<b>Objetivo, unidades de análise e período</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Análise Espacial</b>	<b>Análise Temporal</b>	<b>Resultados</b>
Ferreira e Bugarin (2007)	Investigar as transferências intergovernamentais entre 1991 e 2004	Painel com efeitos fixos e jogos com prefeitos, candidatos e eleitores	NÃO	NÃO	As transferências são influenciadas por motivações político-partidárias. O sistema de transferências entre diferentes esferas do governo afeta o equilíbrio político-orçamentário.
Nakaguma (2006)	Investigar se os eleitores são capazes de captar as sinalizações de competência dos governantes estaduais e identificar e punir os oportunistas de 1986 a 2004.	Painel Dinâmico Estimador GMM/SYS	NÃO	SIM	O eleitorado recompensa os oportunistas tanto nas receitas quanto nas despesas orçamentárias. O efeito do oportunismo sobre as chances de reeleição tem diminuído com o tempo, evidenciando uma evolução da capacidade do eleitor em identificar políticos oportunistas.
Sakurai (2007.a)	Procurar evidências de ciclos orçamentários racionais nos municípios paulistas entre 1989 a 2001.	Painel com variáveis dependente binária (probit e logit).	NÃO	NÃO	Evidências de impulsos positivos em anos eleitorais na despesa. Embora o resultado do ano 2000 seja diferente dos de 1992 e 1996, em nenhum caso há evidências de racionalidade dos eleitores, nos moldes previstos pela teoria dos ciclos eleitorais racionais.
Sakurai (2007.b)	Analisar os ciclos eleitorais, o processo de reeleição e o déficit fiscal em anos eleitorais nos municípios entre os anos de 1989 a 2000	Painel com efeitos fixo	NÃO	NÃO	As teorias de ciclos eleitorais e partidárias são comprovadas. Gastar mais é um fator favorável à reeleição, porém esses gastos são melhores avaliados quando ocorrem nos anos anteriores ao da eleição. Fatores não observáveis influenciam as decisões dos municípios paulistas em realizar programas ou não de contenção fiscal.
Sakurai (2009)	Investigar os ciclos eleitorais e partidários nas funções orçamentárias nos municípios brasileiros entre 1990-2005	Painel com efeitos fixo	NÃO	NÃO	Evidências de ciclos eleitorais nas funções saúde e saneamento, habitação e urbanismo, assistência e previdência e transportes. As distinções partidárias influenciam a distribuição dos gastos.
De Araújo e Leite Filho (2011)	Investigar os gastos e os ciclos partidários nos estados entre 1995-2008	Painel dinâmico com estimador GMM/SYS	NÃO	SIM	Os gastos aumentaram em anos eleitorais e se ajustaram em anos pós-eleitorais. Os partidos de esquerda promovem uma maior expansão dos gastos. Há simultaneamente ciclos políticos e partidários.

<b>Autores (ano)</b>	<b>Objetivo, unidades de análise e período</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Análise Espacial</b>	<b>Análise Temporal</b>	<b>Resultados</b>
Novaes e Mattos (2010)	Analisar o efeito da intenção de reeleição sobre os gastos de saúde em 3004 municípios brasileiros entre 2000 e 2004	Painel com efeitos fixo	NÃO	NÃO	Os prefeitos candidatos à reeleição agem estrategicamente para convencer o eleitorado à recondução.
Gregório et. al. (2011)	Detectar a presença de ciclos políticos nos municípios de Minas Gerais entre 1999 e 2006	Painel com efeitos fixo	NÃO	NÃO	As eleições de 2000 não influenciaram o aumento nos gastos, enquanto as eleições de 2002 e 2004 afetaram de forma negativa. No período o eleitorado estava mais preocupado com a inflação do que com os gastos e desemprego. O PIB foi o principal fator de aumento/redução dos gastos.
Videira e Matos (2011)	Analisar a interação espacial em uma mesma microrregião para os gastos municipais com saúde, educação e investimento entre 1997 e 2008	Painel com efeitos fixo	SIM	NÃO	Interação espacial positiva para as despesas de saúde e educação. Isto é; o aumento de gastos em períodos eleitorais pode ocorrer não de forma absoluta, mas sim em resposta à política fiscal adotada pelos municípios vizinhos, de forma relativa.
Menezes et. al. (2011)	Testar o modelo do eleitor mediano nos municípios, verificando o impacto para o sucesso eleitoral (dado pela proporção de votos ou pela reeleição)	OLS e Modelo de Seleção de Heckman	NÃO	NÃO	O modelo do eleitor mediano é válido para os municípios brasileiros. Os eleitores têm preferência no aumento de gastos em saúde.
Vasconcelos et. al. (2013)	Identificar a relação sistemática entre o calendário das eleições presidenciais e a dinâmica da execução orçamentária federal entre 1985 e 2010	Sistema de equações não correlacionadas, SUR ( <i>Seemingly Unrelated Regressions</i> ).	NÃO	SIM	As despesas federais seguem comportamento cíclico, em que o comportamento temporal das despesas fica condicionado à periodicidade das eleições. A LRF permitiu redução das oscilações cíclicas anuais causadas pelo calendário eleitoral.

Fonte: Elaboração própria.

**Quadro 2: Variáveis usadas nos trabalhos empíricos, com ênfase nos gastos em saúde e saneamento.**

Autores (ano)	Variáveis dependentes	Variáveis Explicativas			
		Fiscais	Eleitorais e partidárias	Socioeconômicas e territoriais	Institucional
Sakurai (2009)	Despesas com agricultura; saúde e saneamento; transporte; assistência e previdência; comunicações; habitação e urbanismo; legislativo; educação e cultura	Receita de transferência, receita tributária,	<i>Dummy</i> eleições municipais; <i>dummies</i> grupo ideológico de partidos políticos (esquerda, centro e direita); <i>dummy</i> ; partido do prefeito igual ao do governador; <i>dummy</i> partido do prefeito igual ao do presidente;	PIB, proporção de idosos, proporção de jovens, taxa de urbanização,	<i>Dummy</i> LRF
Novaes e Mattos (2010)	Gastos municipal em saúde <i>per capita</i> ; excluída as receitas do Sistema Único de Saúde (SUS).	Não	<i>Dummy</i> prefeitos que tentam reeleição; <i>dummy</i> prefeitos em segundo mandato; <i>dummy</i> prefeitos de primeiro mandato que não tentaram reeleição; mas foram seguidos por colega de partido; <i>dummy</i> prefeitos em segundo mandato também seguidos por colega; <i>dummy</i> se o prefeito em exercício tentou cargo legislativo após o término do mandato; <i>dummy</i> se o prefeito foi eleito com uma margem de voto superior a 50%.	Razão da população coberta por plano de saúde; transferência municipal <i>per capita</i> recebida através do SUS; razão entre óbitos e as Autorizações de Internação hospitalar pagas; população; proporção de jovens entre 15 e 25; população urbana; renda <i>per capita</i> ; domicílios sem água encanada; domicílios sem rede de esgoto.	Não
Videira e Matos (2011)	Despesas com investimento; educação e cultura; saúde e saneamento	Não	<i>Dummy</i> partido do governador; <i>dummy</i> partido do presidente; <i>dummy</i> coligação do governador; <i>dummy</i> coligação do presidente; <i>dummy</i> ideologia (partidos de esquerda ou direita); <i>dummy</i> tentativa de reeleição; <i>dummy</i> candidato reeleito; <i>dummy</i> prefeito em 2º mandato; <i>dummy</i> ano eleitoral	Taxa de urbanização; proporção de mulheres; proporção de analfabetos; renda do 3º quartil; taxa de pobreza; proporção de jovens; proporção de idosos; proporção de negros; população	<i>Dummy</i> LRF

Autores (ano)	Variáveis dependentes	Variáveis Explicativas			
		Fiscais	Eleitorais e partidárias	Socioeconômicas e territoriais	Institucional
Menezes et. al. (2011)	Despesa corrente; despesa bens meritórios (ex. saúde); despesa bens públicos puros; despesa bens econômicos	Não	Razão número de votos do candidato e o total de votos; <i>dummy</i> reeleição; <i>dummy</i> prefeito que se candidatou à reeleição; razão entre o número de votos do candidato e o total de votos; <i>dummy</i> partido do presidente; <i>dummy</i> partido adversário ao do presidente; <i>dummy</i> prefeito que disputou reeleição em 2000 contra um adversário do partido do presidente; <i>dummy</i> partido do governador; <i>dummy</i> partido adversário ao governador; <i>dummy</i> prefeito que disputou reeleição pelo partido que foi segundo colocado nas eleições para governador; proporção de municípios pertencentes à mesma microrregião do prefeito reeleito; proporção de municípios da mesma microrregião do município do prefeito candidato à reeleição; idade do candidato; idade média dos candidatos; número de candidatos por vaga	Renda domiciliar <i>per capita</i> mediana; razão entre as rendas mediana e média população de cada município; salário médio setor privado; salário médio setor público; <i>dummy</i> de capital; % pessoas ocupadas no domicílio com 18 anos ou mais; % pessoas que residem no município há mais de cinco anos; % indivíduos não-brancos; % pessoas com menos de 18 anos; % pessoas com mais de 65 anos; média de anos de estudo; $\Delta\%$ da população de cada município entre 1991 e 2000; <i>dummies</i> estaduais <i>dummy</i> município novo; <i>dummy</i> município dividido.	Não
Vasconcelos et. al. (2013)	Despesa com Defesa e Segurança, Educação e Cultura, Saúde e Saneamento, Assistência e Previdência e Transporte	Não	<i>Dummy</i> pré-eleição, <i>dummy</i> pós eleição, <i>dummy</i> ano eleitoral; <i>dummy</i> reeleição	PIB <i>per capita</i>	<i>Dummy</i> LRF

Fonte: Elaboração própria.

#### 4. Metodologia

O modelo de painel dinâmico espacial pode conter três fontes de endogeneidade. A endogeneidade temporal porque a variável dependente defasada em um ou mais períodos é correlacionada com o termo de erro e a endogeneidade pela presença da defasagem espacial da variável dependente. Na presença de endogeneidade as estimações pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) são enviesadas e inconsistentes. A fim de estimar consistentemente o modelo é necessário: i) remover os efeitos não observáveis; ii) tratar a endogeneidade temporal e iii) lidar com a endogeneidade espacial.

Os obstáculos (i) e (ii) são resolvidos usando os estimadores de modelos de dados dinâmicos, como o Arellano-Bond (1991) ou o Blundell-Bond (1998). O estimador Arellano-Bond (1991) extrai os efeitos não observados pelas primeiras diferenças e estima pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM), usando a variável dependente defasada em três ou mais períodos como instrumentos. Blundell e Bond (1998) sugerem a adoção do Método Generalizado dos Momentos Sistemático (GMM-SYS) como método de estimação, no qual estima-se um sistema de equações composto por uma regressão em nível e outra em diferenças (CAMERON e TRIVEDI, 2005).

Segundo Kukuena e Monteiro (2009), o obstáculo (iii) também pode ser corrigido pelo Método Generalizado dos Momentos Sistemático por meio de uma adequada instrumentação. O tratamento instrumental dado a todas as variáveis endógenas pode corrigir a endogeneidade da variável dependente defasada espacialmente.

O GMM-SYS pode ser resumido através das equações (5), (6) e (7).

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha \mathbf{y}_{i,t-1} + \rho [W_t \mathbf{y}_t]_i + \mathbf{X}_{it}^{\text{exo}} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{X}_{it}^{\text{endo}} \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{Z}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (5)$$

Onde  $W_t$  é a matriz de pesos espaciais (exógena ao modelo e não estocástica),  $\mathbf{X}_{it}^{\text{exp}}$  é o vetor de variáveis explicativas exógenas,  $\mathbf{X}_{it}^{\text{endo}}$  é o vetor de variáveis explicativas endógenas,  $\mathbf{Z}_i$  é o efeito específico não observado em cada município e  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  é o termo de erro aleatório. E  $\alpha$  e  $\rho$  são os coeficientes escalares a serem estimados, ao passo que  $\boldsymbol{\beta}$  e  $\boldsymbol{\gamma}$  são vetores de coeficientes.

A regressão (5) pode ser reescrita de forma a eliminar os efeitos específicos não observados que não variam ao longo do tempo.

$$\Delta \mathbf{y}_{it} = \alpha \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \rho \Delta [W_t \mathbf{y}_t]_i + \Delta \mathbf{X}_{it}^{\text{exo}} \boldsymbol{\beta} + \Delta \mathbf{X}_{it}^{\text{endo}} \boldsymbol{\gamma} + \Delta \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (6)$$

Tal estimação deve considerar as condições de momento:

$$\begin{cases} E(\mathbf{y}_{i,t-s}\Delta\boldsymbol{\varepsilon}_{it}) = 0 & t = 3, \dots T \text{ e } 2 \leq s \leq t-1 \\ E(\mathbf{X}_{i,t-s}^{\text{exo}}\Delta\boldsymbol{\varepsilon}_{it}) = 0 & t = 3, \dots T \text{ e } 1 \leq s \leq t-1 \\ E(\mathbf{X}_{i,t-s}^{\text{endo}}\Delta\boldsymbol{\varepsilon}_{it}) = 0 & t = 3, \dots T \text{ e } 2 \leq s \leq t-1 \\ E[(\mathbf{W}_{t-s}\mathbf{y}_{t-s})]_i\Delta\boldsymbol{\varepsilon}_{it} = 0 & t = 3, \dots T \text{ e } 2 \leq s \leq t-1 \end{cases} \quad (7)$$

Segundo Kukenova e Monteiro (2009), para contornar possíveis coeficientes tendenciosos para amostras com um pequeno período de tempo, estimam-se simultaneamente as equações (5) e (6) com base na equação (7) e nas condições adicionais resumidas na equação (8).

$$\begin{cases} E(\mathbf{y}_{i,t-1}\boldsymbol{\varepsilon}_{it}) = 0 & t = 3, \dots T \\ E(\mathbf{X}_{it}^{\text{exo}}\boldsymbol{\varepsilon}_{it}) = 0 & t = 3, \dots T \\ E(\mathbf{X}_{i,t-1}^{\text{endo}}\boldsymbol{\varepsilon}_{it}) = 0 & t = 3, \dots T \\ E[\Delta(\mathbf{W}_{t-1}\mathbf{y}_{t-s})]_i\boldsymbol{\varepsilon}_{it} = 0 & t = 3, \dots T \end{cases} \quad (8)$$

A consistência do estimador GMM-SYS depende da validade das condições de momento, pressupondo a ausência de correlação serial em nível. Para testar tal ausência utilizam-se os testes  $m_1$  e  $m_2$  de Arellano-Bond (1991). O primeiro testa a autocorrelação serial de primeira ordem na equação de diferenças. Se a hipótese nula for rejeitada, os erros em nível seguem um passeio aleatório e as estimações por GMM são consistentes. A ausência de correlação serial em  $m_2$  pode ser observada se os erros do modelo em nível forem não correlacionados serialmente ou se os erros do modelo em nível seguirem um processo de passeio aleatório.

As estimativas geradas pelo estimador GMM-SYS implicam na validade dos instrumentos usados na identificação das variáveis endógenas, fato que nesse artigo pode ser comprovado pelo teste de Sargan. O teste usado para verificação da heterocedasticidade é o teste Breusch-Pagan, cuja hipótese nula é ausência da heterocedasticidade. Nos casos de presença de heterocedasticidade, o teste de Sargan tende a rejeitar a validade dos instrumentos utilizados (ARELLANO e BOND, 1991). Outro teste usado para a validade dos instrumentos é o teste de Hansen que pode apresentar problemas de fragilidade na presença de muitos instrumentos.

Seguindo a notação de dados em painel, a equação (9) representa o modelo estimado:

$$\mathbf{despsau}_t = \alpha_1 \mathbf{despsau}_{t-1} + \rho_1 \mathbf{Wdespsau}_t + \beta_1 \mathbf{fiscal}_t + \beta_2 \mathbf{eleição}_t + \beta_3 \mathbf{socecon}_t + \beta_4 \mathbf{instituc}_t + \mathbf{z} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (9)$$

Onde  $\mathbf{despsau}_t = (\mathit{despsau}_{1t}, \dots, \mathit{despsau}_{Nt})'$  é o vetor referente as despesas em saúde

e saneamento;  $\mathbf{despsau}_{t-1} = (despsau_{1,t-1}, \dots, despsau_{N,t-1})'$  denota o vetor de despesas defasado temporalmente;  $\mathbf{fiscal}_t = (fiscal_{1t}, \dots, fiscal_{Nt})'$  ilustra o vetor que representa as variáveis fiscais;  $\mathbf{elei\c{c}ao}_t = (elei\c{c}ao_{1t}, \dots, elei\c{c}ao_{Nt})'$  o vetor referente as variáveis eleitorais e partidárias;  $\mathbf{socecon}_t = (socecon_{1t}, \dots, socecon_{Nt})'$  denota o vetor de variáveis socioeconômicas;  $\mathbf{instituc}_t = (instituc_{1t}, \dots, instituc_{Nt})'$  representa o vetor de variáveis institucionais. Enquanto  $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_N)'$  representa o vetor de efeitos não observados e  $\boldsymbol{\epsilon}_t = (\epsilon_{1t}, \dots, \epsilon_{Nt})'$  é o vetor de termo de erros independentes e identicamente distribuídos. Finalmente,  $\boldsymbol{\alpha}_1, \rho_1, \boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \boldsymbol{\beta}_3$  e  $\beta_4$  são vetores de coeficientes a serem estimados.

Ainda  $Wdespsau_t$  representa a variável despesa de saúde e saneamento defasada espacialmente pela matriz  $W$ . A matriz  $W$  define o arranjo espacial das interações referentes aos municípios, isto é, se a interação é mais forte, municípios mais próximos, ou mais fraca, nos mais longínquos. A composição dos pesos espaciais apoia-se no critério de proximidade, definido pela contiguidade e/ou distância geográfica. Utiliza-se a matriz de contiguidade do tipo rainha<sup>6</sup> e a matriz de distância inversa.

Além das variáveis defasadas, a variável PIB *per capita* é tratada como endógena e instrumentalizada por suas defasagens temporais. Como em Nakaguma (2006), acredita-se que o PIB *per capita* possui dupla causalidade com as despesas, ou seja, um PIB *per capita* maior influencia maiores despesas e vice-versa.

As *dummies* referentes ao partido PT e a ideologia de esquerda são retiradas da estimação para servir de base de comparação com as demais ideologia e partidos. Segundo Sakurai (2007), os partidos com ideologia de esquerda como o PT são mais propensos a aumento das despesas.

## 5. Base de Dados

O banco de dados considera informações anuais para os municípios brasileiros entre 1998<sup>7</sup> e 2012<sup>8</sup>. Os dados foram retirados da Secretaria do Tesouro Nacional, órgão

---

<sup>6</sup> Outras matrizes são testadas como indica o procedimento de Baumont (2004), e os resultados do teste *I* de Moran, que comprovam a presença da autocorrelação espacial, estão expostos no anexo 2.

<sup>7</sup> A partir de 1998 as despesas com saúde e saneamento começam a apresentar poucos *missings*.

<sup>8</sup> A partir de 2012 passa a vigorar a Lei Complementar n.º 141, de janeiro de 2012 que regulamenta os valores mínimos a serem aplicados anualmente pela União, Estados, Distrito Federal e Municípios em ações e serviços públicos de saúde; estabelece os critérios de rateio dos recursos de transferências para a saúde e

do Ministério da Fazenda. No período constam eleições municipais (2000, 2004, 2008 e 2012), que formam a *dummy* para eleições municipais sendo 1 para esses anos e 0 para os demais; e eleições estaduais/federais (1998, 2002, 2006 e 2010), que formam a *dummy* de eleições federais e estaduais com 1 para os respectivos anos e 0 para os demais.

A variável dependente é a despesa com a função saúde e saneamento<sup>9</sup>, nela são discriminadas as despesas segundo a rubrica saúde e saneamento<sup>10</sup> em reais. Esta e as demais variáveis monetárias estão em reais, deflacionadas pelo IPCA e expressas em termos *per capita*.

As variáveis explicativas estão divididas em: i) fiscais, ii) eleitorais e partidárias, iii) socioeconômicas e territoriais, e iv) institucionais.

As variáveis fiscais dizem respeito aos diversos tipos de receitas. Segundo Sakurai (2009), analisar as receitas (tributária, transferências provenientes da União e dos Estados) permite evidenciar a ausência ou presença do conservadorismo fiscal com relação à fonte de recursos. A Receita com Transferência do governo federal se destina ao registro das transferências de capital recebidas da União. A Receita com Transferências correntes de tributos estaduais para os municípios as transferências correntes recebidas dos Estados. Ambas são destinadas aos municípios sem a cobrança de contrapartida de serviços e bens, e permite a transmissão de recursos públicos aos indivíduos (eleitores) de forma rápida, sendo um bom instrumento de manipulação para os governantes (*policy makers*). E a Receita Tributária é a soma dos recursos adquiridos através dos impostos municipais como o Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU) e o Imposto Sobre Serviços (ISS). Os dados são do Ministério da Fazenda, Secretaria do Tesouro Nacional e estão em reais.

As variáveis partidárias e eleitorais são representadas por *dummies*. São incorporadas *dummies* para cada um dos oito partidos com maior representação (PMDB,

---

as normas de fiscalização, avaliação e controle das despesas com saúde nas 3 (três) esferas de governo, dificultando a ação de governos oportunistas.

<sup>9</sup> De acordo com a Norma Operacional da Assistência à Saúde – NOAS-SUS 01/02, os municípios não podem imputar outras despesas nas despesas orçamentárias com saúde, que devem ser apresentadas aos Estados e a União.

<sup>10</sup> Escolhe-se a rubrica saúde e saneamento porque apenas a partir de 2005 essas rubricas foram separadas em despesas com a função saúde e despesas com a função saneamento. E a partir de 2005 somam-se as rubricas despesas com saúde e despesas com saneamento.

PFL/Democratas, PT, PSDB, PTB, PDT, PP/PPB e PL)<sup>11</sup>. Assim, identifica-se se as diferenças partidárias influenciam as despesas com saúde e saneamento. Os dados são divulgados pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE). Cada *dummy* assume 1 para o partido em questão e 0 para os demais.

São inclusas ainda *dummies* de ideologia dos partidos definidas como proposto por Rodrigues (2002)<sup>12</sup>, isto é, centro (PMDB, PSDB e PDT), esquerda (PT e PTB) e direita (PFL/Democratas, PP/PPB e PL). Assim, cada *dummy* assume um (1) para a ideologia em questão e zero (0) para as demais<sup>13</sup>.

Também são incorporadas *dummies* de alinhamento político: uma que assume valor 1; caso o prefeito seja do mesmo partido do presidente, e 0, caso contrário; enquanto outra adota valor 1, quando o prefeito for do mesmo partido do governador, e 0, caso contrário. E o alinhamento total, será 1 quando o prefeito, governador e presidente são do mesmo partido e 0, caso contrário. O alinhamento político com o poder executivo estadual e/ou federal pode ser fator determinante para obtenção de recursos.

Utiliza-se uma *dummy* para reeleição; com 1 para prefeito que se reelegeu, e 0, caso contrário; e outra *dummy* informando se o partido do prefeito consegue se manter no poder, com 1 para os partidos que se mantêm no poder e 0, caso contrário. De igual forma, são criadas a *dummy* de reeleição de governadores e manutenção do partido do governador no poder. Para o presidente, considera-se uma *dummy* de manutenção do partido no governo. Segundo a Emenda Constitucional de 1997, denominada Emenda da Reeleição (ER), é permitido a manutenção de um mesmo governante por até dois mandatos seguidos.

As variáveis socioeconômicas e territoriais englobam as variáveis de saúde e saneamento e as demais variáveis demográficas. As de saneamento, retiradas dos Censos 2000 e 2010, são: proporção da população que vive em domicílios com água encanada,

---

<sup>11</sup> Os demais partidos são incluídos em outra *dummy*.

<sup>12</sup> Em Coppedge (1997), os partidos são divididos em 5 grupos (direita, centro-direita, centro, centro-esquerda e esquerda). Se reúnem-se centro-direita e direita em um único grupo, e de modo análogo, centro-esquerda e esquerda, como em Novaes e Matos (2010), os grupos serão idênticos aos propostos por Rodrigues (2002).

<sup>13</sup> Na base de dados é possível captar os candidatos que migraram para um partido de mesma ideologia ou mudaram para um partido de ideologia diferente.

proporção da população que vive em domicílios com serviço de coleta de lixo e proporção da população com esgotamento sanitário<sup>14</sup>.

As variáveis de atendimento à saúde retiradas do DataSus (portal do Ministério da Saúde) são: número de leitos, número de médicos, cobertura vacinal, taxa de mortalidade infantil, taxa de mortalidade infantil de 1 a 4 anos, taxa de mortalidade total, famílias, pessoas e gestantes cadastradas no PSF por mil hab., família e pessoas cadastradas na atenção básica por mil hab., visitas médicas por mil hab., visitas de enfermeiros por mil hab., visitas de outros profissionais de saúde por mil hab.

As outras variáveis demográficas consideradas são: proporção da população urbana, PIB municipal *per capita*, proporção de pobres, proporção de extremamente pobres, proporção de vulneráveis a pobreza, densidade demográfica, beneficiários do programa bolsa família por mil hab., proporção de jovens, proporção de idosos, média de anos de estudos para maiores de 25 anos, taxa de fecundidade, expectativa de vida, coeficiente de Gini. Esses dados são retirados dos Censos de 2000 e 2010.

Inclui-se uma *dummy* institucional, referente à Lei de Responsabilidade Fiscal, sendo 1 para os anos posteriores a 2000 e 0 para os anos de 1998 e 1999. A LRF (Lei Complementar n. 101, de 4 de maio de 2000) impõe restrições ao endividamento dos chefes do Executivo, Legislativo e Judiciário ao definir um limite máximo para a dívida e restrições para a realização das operações de crédito, especialmente em anos eleitorais. Tal medida foi justificada pelo costume, na política brasileira, de gestores promoverem obras de grande porte no final de seus mandatos, deixando a conta para seus sucessores. A LRF também promoveu a transparência dos gastos públicos (VASCONCELOS *et. al.*, 2013)<sup>15</sup>.

O quadro 3 mostra as variáveis explicativas utilizadas.

---

<sup>14</sup> Para os anos de 1998 a 2005 repete-se os dados do ano 2000 e de 2006 até 2012 usamos os dados de 2010.

<sup>15</sup> A variável LRF é uma binária de 2 anos no total da amostra apresentando pouca variabilidade e controle, o que pode invalidar possíveis resultados.

### Quadro 3: Descrição e fonte das variáveis.

Variáveis Explicativas		Descrição	Fonte
Fiscais	Receitas com transferências federais	Transferências recebidas da União em reais <i>per capita</i>	STN
	Receitas com transferências estaduais	Transferências recebidas dos estados em reais <i>per capita</i>	STN
	Receita Tributária	Impostos municipais como o IPTU e ISS em reais <i>per capita</i>	STN
Eleitorais partidárias	<i>Dummy</i> de eleições para prefeito (2000, 2004, 2008 e 2012)	Sendo 1 para os respectivos anos e 0 para os demais	
	<i>Dummy</i> de eleições para presidente e governador (1998, 2002, 2006 e 2010)	Sendo 1 para os respectivos anos e 0 para os demais	
	<i>Dummies</i> de partidos (PMDB, PFL/Democratas, PT, PSDB, PTB, PDT, PP/PPB, PL e outros)	Sendo 1, para o partido e 0 para os demais.	TSE
	<i>Dummies</i> de ideologia de partido político (esquerda, centro e direita).	Sendo 1; para a ideologia em questão e 0 para as demais	Rodrigues (2002)
	<i>Dummy</i> alinhamento político Prefeito/presidente	Sendo 1; caso o prefeito seja do mesmo partido do presidente, e 0 caso contrário;	TSE
	<i>Dummy</i> alinhamento político Prefeito/governador	Sendo 1, quando o prefeito for do mesmo partido do governador, e 0 caso contrário.	TSE
	<i>Dummy</i> alinhamento político Prefeito/governador/presidente	Sendo 1, quando o prefeito, governador e presidente forem do mesmo partido, e 0 caso contrário.	
	<i>Dummy</i> de manutenção do partido do prefeito	Sendo 1 para os partidos do prefeito que se mantiveram no poder e 0 para os demais	
	<i>Dummy</i> de manutenção do prefeito no poder	Sendo 1 para os prefeitos que se mantiveram no poder e 0 para os demais	
	<i>Dummy</i> de manutenção do partido do governador	Sendo 1 para os partidos do governador que se mantiveram no poder e 0 para os demais	
	<i>Dummy</i> de manutenção do governador no poder	Sendo 1 para os governadores que se mantiveram no poder e 0 para os demais	
<i>Dummy</i> de manutenção do partido do presidente	Sendo 1 para os partidos que se mantiveram no poder e 0 para os demais		
Socioeconômicas	Saneamento	Proporção da população que vive em domicílios com água encanada, proporção da população que vive em domicílios com serviço de coleta de lixo, proporção da população com esgotamento sanitário.	CENSOS
	Atendimento à saúde	Número de leitos e médicos por mil hab.; cobertura vacinal; taxas de mortalidade infantil e total; famílias, pessoas e gestantes cadastradas no PSF por mil hab.; famílias e pessoas cadastradas na atenção básica por mil hab.; visitas médicas, de enfermeiros e outros profissionais de saúde por mil hab.	DataSUS
	Outras variáveis socioeconômicas	Proporção da população urbana, proporção de jovens, proporção de idosos, densidade demográfica, PIB <i>per capita</i> , proporção de pobres, proporção de vulneráveis a pobreza, proporção dos extremamente pobres, taxa de fecundidade, expectativa de vida, média de anos de estudo, coeficiente de Gini, beneficiários do programa bolsa família por mil hab.	CENSOS
	<i>Dummy</i> Lei de Responsabilidade Fiscal	Sendo 1 a partir do ano 2000 e 0 para 1998 e 1999	

Fonte: Elaboração própria.

## 5.1. Estatísticas Descritivas

A tabela 1 mostra o número de municípios por estados que compõem a base de dados por ano. Entre 1998 a 2012 foram criados 63 municípios. Devido os dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) possuírem *missings* para alguns municípios de Estados como Acre, Maranhão e Roraima não se têm todas as variáveis fiscais. Em 1998, não se têm dados fiscais para todos os municípios do Amapá.

**Tabela 1: Número de municípios por Estado que compõem a base de dados por ano.**

UF	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
RO	33	33	52	51	49	51	49	47	52	52	52	52	52	52	50
AC	17	22	22	21	21	22	21	19	22	21	22	22	22	22	22
AP	0	2	9	15	15	12	10	13	16	14	14	15	15	14	11
AM	35	38	56	59	60	62	58	51	61	62	61	61	59	56	51
RR	3	4	13	13	13	14	15	14	15	15	13	15	14	15	14
PA	31	30	108	132	127	124	104	124	140	134	129	131	129	110	93
TO	95	91	118	135	135	133	125	128	139	137	136	139	139	138	129
MA	65	72	175	192	188	187	177	182	211	206	191	211	210	198	168
PI	136	137	199	219	214	212	192	193	222	220	210	221	217	208	182
CE	112	119	182	182	172	184	165	164	184	184	183	184	184	182	182
RN	90	90	154	162	161	159	148	154	165	158	160	163	162	157	143
PB	135	136	216	219	219	216	186	207	220	223	223	220	218	211	210
PE	134	142	180	183	178	183	178	179	183	183	183	184	182	179	168
AL	63	64	96	101	101	101	96	93	101	101	100	100	99	91	81
SE	64	63	71	72	74	74	68	73	75	74	75	75	75	75	67
BA	312	318	401	398	401	402	382	370	412	412	405	409	409	389	359
MG	753	763	842	846	833	840	816	826	850	849	850	846	847	829	807
ES	65	65	76	77	75	77	71	73	78	78	78	78	78	78	76
RJ	75	77	89	87	87	87	84	84	91	91	92	89	91	89	86
SP	591	593	640	639	631	631	589	624	644	645	645	642	642	638	624
PR	386	387	396	399	390	392	385	391	398	399	399	398	396	397	395
SC	278	282	291	291	286	287	279	291	292	292	293	293	293	292	291
RS	447	449	466	493	492	490	462	491	496	496	496	496	492	491	492
MT	92	92	119	131	132	133	131	129	141	141	140	141	140	138	133
MS	57	57	77	77	76	76	68	77	77	77	78	78	77	75	75
GO	180	186	238	243	242	239	234	231	246	245	243	237	236	230	227
Sem dado	21	10	18	16	24	14	79	18	6	14	12	21	18	30	39
Brasil	4270	4322	5304	5453	5396	5402	5172	5246	5537	5523	5483	5521	5496	5384	5175

Fonte: Elaboração própria com base na STN.

A tabela 2 mostra a média das variáveis para todos os municípios (base não balanceada) e para os municípios que contém informações para todos os anos (base

balanceada)<sup>16</sup>. A base balanceada contém os municípios para os quais se tem dados para todos os anos, ou seja, excluem-se os municípios sem dados para um ou mais anos.

**Tabela 2: Teste de médias das variáveis para a base balanceada e não balanceada.**

Variáveis		Base Balanceada	Base não balanceada	Diferença
Fiscais	Despesas com saúde e saneamento <i>per capita</i>	266,01	253,59	12,42
	Receita tributária <i>per capita</i>	84,57	73,45	11,12
	Receitas com transferências estaduais <i>per capita</i>	304,35	264,90	39,45
	Receitas com transferências federais <i>per capita</i>	89,80	88,38	1,42*
Eleitorais e partidárias	Partido do prefeito igual ao do presidente	0,11	0,11	0
	Partido do prefeito igual ao do governador	0,22	0,22	0
	Partido do prefeito igual ao do governador e presidente	0,03	0,03	0
	Prefeito Reeleito	0,06	0,06	0
	Governador Reeleito	0,04	0,04	0
	Manutenção do partido do prefeito no poder	0,06	0,06	0
	Manutenção do partido do governador no poder	0,09	0,10	-0,01
	Manutenção do partido do presidente no poder	0,13	0,13	0
Socioeconômicas	Cobertura vacinal	79,43	79,80	-0,37
	Médicos por mil hab.	9,78	9,31	0,47
	Leitos por mil hab.	2,68	2,55	0,13
	Visitas médicas por mil hab.	52,32	58,46	-6,14
	Visitas de enfermeiros por mil hab.	80,60	85,36	-4,76
	Visitas de outros profissionais por mil hab.	23,82	24,09	-0,27
	Famílias cadastradas na atenção básica por mil hab.	201,64	208,71	-7,07
	Pessoas cadastradas na atenção básica por mil hab.	704,77	748,99	-44,22
	Gestantes cadastradas na atenção básica por mil hab.	4,09	4,62	-0,53
	Famílias cadastradas no PSF por mil hab.	168,64	172,48	-3,84
	Pessoas cadastradas no PSF por mil hab.	565,67	588,31	-22,64
	Taxa de Mortalidade Infantil	30,81	33,85	-3,04
	Taxa de Mortalidade total	584,51	548,57	35,94*
	Densidade Demográfica	128,60	108,29	20,31
	Beneficiários do bolsa família por mil hab.	57,38	66,71	-9,33
	% da população com domicílios com água encanada	82,80	75,50	7,3
	% da população em domicílios com coleta de lixo	91,59	86,12	5,47
	% da população em domicílios sem esgoto ou fossa séptica	5,75	5,11	0,64
	Expectativa de vida	71,70	70,59	1,11
	Taxa de fecundidade	2,36	2,55	-0,19
	Média de anos de estudos	9,35	8,86	0,49
	Coefficiente de Gini	0,51	0,52	-0,01
	Proporção de extremamente pobres	11,31	16,32	-5,01
	Proporção de pobres	25,32	32,72	-7,4
	Proporção de vulneráveis à pobreza	46,73	54,60	-7,87
	PIB <i>per capita</i>	9699,31	8302,86	1396,45*
	Proporção de jovens	7,83	8,19	-0,36
Proporção de idosos	7,69	7,40	0,29	
Proporção da população urbana	63,90	61,21	2,69	

\*significativo a 5%; \*\*significativo a 1%; \*\*\*significativo a 0,1%.

Fonte: Elaboração própria com os dados do STN, STE, CENSOS e DataSus

<sup>16</sup> A base balanceada contém ao todo 76800 observações.

Observando apenas as médias da tabela 2, nota-se que os municípios da base balanceada possuem maiores valores nas variáveis fiscais e tributárias, de saneamento e socioeconômicas. Porém ao analisar as variáveis de saúde, as diferenças entre as duas bases são menores. De forma abrangente, os municípios excluídos são menos densos, mais pobres, menos estudados, com mais jovens, com menos idosos e com mais pessoas cadastradas na atenção primária de saúde. O teste de médias mostra significância em 5% apenas para as variáveis receitas com transferências federais *per capita*, taxa de mortalidade total e PIB *per capita*. Assim, existem poucas diferenças significativas, indicando que não há evidências de viés de seleção.

A tabela 3 exibe a frequência dos oito partidos dos prefeitos eleitos com maior representatividade na base balanceada e não balanceada. Esses partidos são usados na criação das *dummies* de ideologia. Os três com maiores frequências são PMDB com 21,66%, PSDB com 16,15%, DEM com 14,60%, os demais partidos juntos não somam 14%. Ao analisar as tabelas 2 e 3, nota-se que, em média, a base balanceada representa bem a realidade eleitoral e partidária dos municípios brasileiros, uma vez que quase não se nota diferenças nas médias dessas variáveis entre as bases.

**Tabela 3 Frequência dos partidos dos prefeitos eleitos** (valores %)

Partido	PT	PL	PDT	PTB	PSDB	PP/PPB	PFL/DEM	PMDB	Outros	Total
Base Balanceada	6,84	3,78	6,11	7,36	16,15	10,47	14,60	21,66	13,86	100
Base não Balanceada	6,15	3,73	6,19	7,28	16,15	10,71	14,37	21,74	13,68	100

Fonte: elaboração própria.

Por meio da tabela 4 observa-se os testes de médias para as variáveis fiscais *per capita* em anos eleitorais e para os demais anos, sendo possível obter indícios da formação de ciclos eleitorais. Em média, nota-se o aumento das transferências federais nos anos eleitorais, sendo esse aumento maior nos anos em que ocorrem eleições estaduais e federal. As transferências estaduais e as despesas com saúde e saneamento, em média, são maiores em anos de eleições municipais. Assim, o ano eleitoral afeta de forma positiva as transferências federais, e se o ano for de eleição municipal as transferências estaduais e as despesas com saúde e saneamento também são maiores. Um fato que contribui para o aumento das despesas com saúde e saneamento é que nos anos de eleições municipais

a receita tributária também é significativamente maior. As despesas com saúde e saneamento são de responsabilidade dos municípios, por isso tais despesas tendem a ser menores em anos de eleições estaduais/federais do que nos anos de eleições municipais

**Tabela 4: Teste de Médias para as variáveis fiscais em anos eleitorais.**

Teste de Médias para anos de eleições municipais			
Variáveis	Anos eleições municipais	Demais anos	Diferença
Transferência Federal	11,60	10,81	0,79***
Transferência Estadual	309,90	248,46	61,43***
Receita Tributária	86,50	68,68	17,81***
Despesas com Saúde e Saneamento	295,07	238,44	56,62***
Teste de Médias para anos de eleições estaduais e federal			
Variáveis	Anos eleições estaduais e federal	Demais anos	Diferença
Transferência Federal	13,43	10,15	3,28***
Transferência Estadual	237,42	274,77	-37,35
Receita Tributária	66,33	76,01	-9,67
Despesas com Saúde e Saneamento	230,73	261,81	-31,07

Os dados estão em reais *per capita* e deflacionados pelo IPCA

\*significativo a 5%; \*\*significativo a 1%; \*\*\*significativo a 0,1%

Fonte: elaboração própria.

A tabela 5 reporta os testes de médias para as variáveis fiscais *per capita* de acordo com o alinhamento político dos governantes, sendo possível obter indícios de ciclos partidários. Observa-se, em média, que as transferências estaduais são maiores para municípios com prefeito do mesmo partido do governador. As transferências federais, em média, são maiores quando o prefeito é do mesmo partido do presidente. Quando o partido do prefeito, governador e presidente são o mesmo, as transferências federais são maiores. As variáveis “receitas tributárias” e “despesas com saúde e saneamento” não apresentaram padrões, em média, significativos.

## 6. Resultados e Discussão

Na tabela 6 (e nos anexos 5, 6, 7, 8, 9 e 10) são reportados os resultados do painel dinâmico espacial com estimador GMM-SYS. As estimações ocorrem utilizando-se as variáveis explicativas em separado: fiscais (1), eleitorais e partidárias (2), socioeconômicas (3) e institucionais (4); e todas as variáveis explicativas em conjunto (5). Usando o princípio da parcimônia e buscando um melhor ajustamento apresentam-se apenas as variáveis significativas.

**Tabela 5: Teste de Médias para as variáveis fiscais segundo o alinhamento político.**

Teste de Médias para o partido do prefeito igual ao do governador			
Variáveis	Mesmo Partido	Diferentes Partidos	Diferença
Transferência Federal	10,60	11,14	-0,54
Transferência Estadual	269,61	263,53	6,08 **
Receita Tributária	74,17	73,24	0,92
Despesas com Saúde e Saneamento	245,44	255,98	-10,54
Teste de Médias para o partido do prefeito igual ao do presidente			
Variáveis	Mesmo Partido	Diferentes Partidos	Diferença
Transferência Federal	13,08	10,77	2,31 ***
Transferência Estadual	242,59	267,61	-25,02
Receita Tributária	75,54	73,20	2,33*
Despesas com Saúde e Saneamento	222,89	257,33	-34,43
Teste de Médias para o partido do prefeito igual ao do governador e presidente			
Variáveis	Mesmo Partido	Diferentes Partidos	Diferença
Transferência Federal	12,49	10,96	1,52 ***
Transferência Estadual	199,84	267,35	-67,51
Receita Tributária	57,95	74,04	-16,08
Despesas com Saúde e Saneamento	168,43	256,80	-88,36

Os dados estão em reais *per capita* e deflacionados pelo IPCA

\*significativo a 5%; \*\*significativo a 1%; \*\*\*significativo a 0,1%

Fonte: elaboração própria.

As regressões 1, 3 e 4 não contam com as *dummies* de anos eleitorais e outras variáveis de ciclos eleitorais e partidários, pois testa-se o poder de influência das variáveis fiscais, socioeconômicas e institucionais nas variações das despesas com saúde e saneamento desconsiderando o fator político. Ou seja, seria possível explicar as despesas com saúde e saneamento desconsiderando a ação dos governantes.

No anexo 3 encontram-se os resultados de todas as variáveis explicativas (5) usando o modelo de dados em painel com efeitos fixos e aleatórios. Os resultados do Teste Breusch-Pagan indicam a presença de heterocedasticidade. Logo, os resultados levam em consideração erros padrão robustos.

De acordo com a tabela 6, nota-se que em todas as estimações a defasagem temporal da variável dependente é altamente significativa, positiva, indicando que as despesas com saúde e saneamento possuem uma tendência de crescimento influenciada pelas despesas nos anos anteriores. Seu maior coeficiente (0,5669) é quando se considera apenas as variáveis eleitorais e partidárias (2). Tal resultado demonstra um caráter persistente das despesas conforme evidenciado por De Araújo e Leite Filho (2011) ao analisarem em diversas despesas ao nível estadual.

**Tabela 6: Resultados do modelo de painel dinâmico espacial para as despesas com saúde e saneamento entre 1998 a 2012**

Variáveis	Fiscais e tributárias (1)	Eleitorais e partidárias (2)	Socioeconômicas (3)	Institucionais (4)	Todas as variáveis (5)
(Despesas com saúde e saneamento) <sub>t-1</sub>	0,1338***	0,5669***	0,2619***	0,5755***	0,0272***
W (Despesas com saúde e saneamento)	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***
PIB <i>per capita</i>	-0,0050***	0,0089***	0,0053***	0,0090***	-0,0045***
Transferências federais <i>per capita</i>	0,0181***				0,0376***
Transferências estaduais <i>per capita</i>	0,6910***				0,6571***
Receita tributária <i>per capita</i>	0,5505***				0,3637***
Ano de eleições municipais		35,2078***			1,4565*
Ano de eleições estaduais/federal		-10,0207***			1,4654
PMDB		-8,7608*			-3,8192
DEM		-13,8819*			-10,9284***
PDT		-85,5133***			-11,697***
PPB		-30,4844***			11,9372***
Direita		-108,3194***			-23,494***
Centro		-59,3860***			-6,5346**
Partido pref, igual ao gov, e pres.		12,2552*			-1,2669
Partido pref, igual ao do pres.		-17,4424***			-0,6575
Partido pref, igual ao do gov.		-8,5624***			-1,2076
Governador reeleito		-2,1377			-13,181***
Manutenção partido do prefeito		-36,6536***			-2,4925
Prefeito reeleito		-19,5137***			-0,1947
Manutenção partido do governador		-1,1804			3,9595**
Manutenção partido do presidente		27,5098***			-10,580***
Cobertura vacinal			0,46885***		0,1803***
Taxa de fecundidade			-57,1344***		-33,261***
Coefficiente de Gini			-301,133***		-5,4653
Proporção de vulneráveis a pobreza			1,6165***		-1,1558***
% População com coleta de lixo			2,0626***		1,5062***
% População com acesso a água encanada			0,3142		0,2418*
% População sem esgotamento sanitário			2,5828***		0,1683
% População urbana			-1,3446***		-1,0642***
% População idosa			24,2682***		15,5199***
% População jovens			-11,513***		-4,7070***
Beneficiários bolsa família por mil hab,			-0,7051***		0,3095***
Taxa mortalidade infantil			-0,0230		0,1562***
Taxa mortalidade total			0,0745***		0,0271***
Famílias cadastradas no PSF por mil hab,			0,4267***		0,1389***
Famílias cadastradas na aten bás por mil hab,			-0,1527***		-0,0427***
Visitas Médicas por mil hab,			-0,0452**		-0,0109
Leitos por mil hab,			-33,5364***		-10,985***
Médicos por mil hab,			23,1089***		5,4316***
LRF				8,7120***	-0,2660
Constante	23,5498***	105,8865***	-294,9537***	3,9009***	-140,4354**
Instrumentos equação em diferença	(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , W(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , PIBpc <sub>t-2</sub> , (Desp saúde e sanea) <sub>t-3</sub> , W(Desp saúde e sanea) <sub>t-3</sub> , PIBpc <sub>t-3</sub>				
Instrumentos equação em nível	$\Delta$ (Desp saúde e sanea) <sub>t-1</sub> , $\Delta$ W(Desp saúde e sanea) <sub>t-1</sub> , $\Delta$ PIBpc <sub>t-1</sub> $\Delta$ (Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , $\Delta$ W(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , $\Delta$ PIBpc <sub>t-2</sub>				
Teste de Wald	32758,77	55988,13	35830,63	102313,03	39106,58
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Sargan	40408,12	19774,85	8079,50	41353,57	1441,60
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste J Hansen	1742,39	1343,03	852,17	620,87	429,91
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond					
m1 Prob > chi2	0,0868	0,1186	0,1187	0,1308	0,0796
m2 Prob > chi2	0,3047	0,1787	0,1737	0,1537	0,8600

N	40544	40524	40544	40544	40524
---	-------	-------	-------	-------	-------

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%  
Fonte: elaboração própria.

Nos anexos 8 e 9 encontram-se os resultados, considerando as estimações com a inclusão da segunda e terceira defasagem temporal, respectivamente. Evidencia-se um comportamento cíclico de expansão das despesas em períodos eleitorais acompanhado de uma contração ou ajuste no período pós-eleitoral, uma vez que os coeficientes da segunda defasagem são menores que o da terceira e o da primeira. Assim, os municípios freiam o aumento das despesas nos anos de eleições estaduais/federal, para no ano seguinte aumentarem as despesas.

Ao analisar o comportamento da defasagem espacial da variável dependente, observa-se sua significância a 0,1%, com coeficientes em torno de zero (0,000006) e sinal negativo, sugerindo um efeito do tipo *spillover*, ou seja, quanto maiores as despesas dos municípios vizinhos com saúde e saneamento menor é a despesa do município<sup>17</sup>. Tal indício também foi encontrado por Videira e Mattos (2011) ao analisar a média microrregional para as despesas com investimento; educação e cultura. Bastos e Mueller (2015) evidenciaram o efeito *yardstick competition* na aplicação do programa bolsa família, usando a média da microrregião.

O coeficiente do PIB *per capita* também se mostra altamente significativo<sup>18</sup>. Tal variável possui sinal negativo quando analisada conjuntamente com as variáveis fiscais e tributárias (1) e todas as variáveis (5), revelando que as despesas com saúde e saneamento possuem relação inversa com o PIB. Porém, quando se analisam as variáveis eleitorais e partidárias (2), socioeconômicas (3) e institucionais (4), o PIB *per capita* assume relação positiva, ou seja, quanto maior o PIB *per capita*, maiores as despesas com saúde e saneamento. Nagakuma (2006) também observou um comportamento oscilatório nos sinais da variável PIB ao analisar diferentes funções de despesas.

As variáveis fiscais e tributárias (1) são significativas a 0,1% e positivas, assim

<sup>17</sup> Os resultados com defasagem espacial, computada por meio da matriz de pesos espaciais distância inversa, encontram-se no anexo 6. A escolha dessa matriz foi feita levando-se em consideração Tiebout (1956).

<sup>18</sup> Outras variáveis foram testadas como endógenas em alternância ou conjuntamente com o PIB *per capita*, porém, por não gerarem resultados melhores e por não apresentarem referência na literatura foram consideradas apenas como variáveis explicativas: receita tributária *per capita*, proporção de pobres, taxa de mortalidade total, famílias cadastradas na atenção básica e densidade demográfica (anexo 10).

quanto maiores os recursos maiores são as despesas. Nota-se um conservadorismo com os recursos advindos da União e do recolhimento dos impostos municipais, uma vez que a maior parte dos recursos para as despesas com saúde e saneamento tem como origem as transferências estaduais *per capita* (0,69), que possuem coeficiente maior que a soma dos coeficientes das outras duas fontes de recursos – receita tributária *per capita* e transferências federal *per capita* (0,57). Sakurai (2009) encontrou como resultado um conservadorismo com as receitas de em detrimento das receitas tributárias municipais.

Ao analisar as variáveis eleitorais e partidárias (2), evidencia-se a presença de ciclos eleitorais e o perfil oportunista dos governantes que aumentam seus gastos com saúde e saneamento nos anos de eleições municipais. O coeficiente que acompanha a *dummy* de anos de eleições municipais em todos os modelos se mostra significativa a 1% e com sinal positivo. Os anos de eleições estaduais/federal são o segundo ano dos mandatos dos prefeitos, que aumentam suas despesas a partir de então. O sinal negativo nos anos de eleição estaduais/federal representa despesas menores nesses anos quando comparado com a média de despesas no primeiro e terceiro ano de mandato dos prefeitos. De Araújo e Leite Filho (2011) e Videira e Matos (2011) utilizando uma *dummy* de anos eleitorais que captava os anos eleitorais municipais e estaduais/federal em conjunto, e Sakurai (2009) utilizando apenas *dummy* de eleição dos anos de eleições municipais<sup>19</sup>. Os autores também evidenciaram aumento das despesas nos anos eleitorais.

Quando se comparam as *dummies* partidárias (2), verifica-se que os prefeitos dos demais partidos gastam com saúde e saneamento em menor proporção que os prefeitos do PT, por isso todas possuem sinal negativo. No anexo 7 encontram as estimações para as *dummies* partidárias em separado das *dummies* de ideologia política. As *dummies* com maiores coeficientes são as dos partidos PL e PSDB, significativas a 0,1% e negativas, partidos estes com ideologia de direita, ou seja, os mais contrários aos aumentos de despesas. O PT é considerado o partido que mais gasta em períodos pré-eleitorais, pois além de ser considerado um partido de esquerda é o partido dos presidentes no período entre 2003 e 2012, fato que poderia favorecer as transferências federais de recursos. Os demais partidos de esquerda ou que fizeram alianças com o PT também seriam beneficiados por esse fator.

As *dummies* de ideologia política são significativas a 0,1% e negativas. Quando

---

<sup>19</sup> Ver Quadros 1 e 2.

comparadas com a *dummy* de ideologia de esquerda (coluna 2 da tabela 6 e anexo 7), os prefeitos de um partido com ideologia de direita são os menos propensos ao aumento das despesas com saúde e saneamento, enquanto os prefeitos dos partidos de centro aumentam as despesas menos que os prefeitos de partidos esquerdistas e mais que os de direita.

No caso das *dummies* de alinhamento político, os coeficientes das variáveis se mostram estatisticamente significativos. Apenas quando esse alinhamento ocorre entre as três esferas de governo, ou seja, quando prefeito, governador e presidente são do mesmo partido, verifica-se maiores despesas com saúde e saneamento (coluna 2 da tabela 6 e anexo 7). Se o alinhamento é parcial, ou seja, o prefeito é do mesmo partido do governador ou do presidente ocorre menores despesas do que quando os governantes não são alinhados. Quando essas *dummies* são analisadas em conjunto com todas as variáveis (5), elas perdem significância.

Ao analisar as *dummies* de reeleição ou manutenção do partido no poder, a *dummy* para manutenção do partido do presidente apresenta coeficiente positivo. As demais, a saber, manutenção do partido do prefeito, prefeito reeleito, manutenção do partido do governador e manutenção do partido do presidente são significativas, mas com sinal negativo, indicando que a reeleição ou manutenção do partido no poder influenciam negativamente o aumento das despesas com saúde e saneamento. Segundo Novaes e Mattos (2010), pressupor que um prefeito gaste mais em saúde para que seu partido permaneça no poder representa uma medida imperfeita, uma vez que outros tentaram eleger um colega e falharam. Os autores obtiveram a não significância para *dummy* de prefeitos reeleitos. Assim, prefeitos não parecem se esforçar para a sucessão partidária dentro do seu município, ao menos não com gastos em saúde e saneamento.

Do grupo de variáveis eleitorais e partidárias (2), a *dummy* de manutenção do partido do presidente no poder obteve o segundo maior coeficiente (27,50), perdendo para a *dummy* de ano de eleição para prefeito, ou seja, os presidentes no período de 1998 a 2012 aumentaram os gastos para continuar no poder, mesmo as transferências federais sendo a menor fonte de recursos para os gastos em saúde. Quando se considera todas as variáveis (5), o coeficiente dessa variável continua significativa mas com sinal negativo (-10,58).

As variáveis socioeconômicas (3), coeficiente de Gini, taxa de fecundidade, proporção de jovens, proporção da população urbana e beneficiários do bolsa família por mil habitantes são significativas a 0,1% e apresentam coeficientes negativos, assim

quanto mais pessoas cadastradas no programa bolsa família, maior taxa de fecundidade, maior proporção de jovens, maior proporção da população urbana e maior coeficiente de Gini menores são as despesas com saúde e saneamento. Já as variáveis proporção de vulneráveis a pobreza<sup>20</sup> e proporção de idosos também são significativas a 0,1%, mas influenciam positivamente o aumento das despesas com saúde e saneamento. Sakurai (2007) e Videira e Mattos (2011) observaram resultados semelhantes para as variáveis proporção de jovens, idosos e população urbana. As variáveis de saneamento, proporção da população com coleta de lixo e proporção da população sem esgotamento sanitário, são significativas a 0,1% e indicam efeito positivo para o aumento das despesas com saúde e saneamento. A variável proporção da população com acesso à água encanada é significativa a 5% e positiva no modelo com todas as variáveis (coluna 5 da tabela 6) denotando que quanto maior a proporção da população com acesso a água encanada maior as despesas com saúde e saneamento.

As variáveis de atendimento à saúde são significativas a 0,1%. Famílias cadastradas na atenção básica<sup>21</sup>, números de leitos e visitas médicas influenciam negativamente o aumento nas despesas com saúde e saneamento, enquanto famílias cadastradas no Programa Saúde da Família, cobertura vacinal e taxa de mortalidade total indicam aumento nas despesas. A diferença nos sinais das variáveis famílias cadastradas na atenção básica e famílias cadastradas no PSF se explica por ser mais barato tratar das doenças na atenção básica, porém quando o atendimento é levado para dentro da casa do paciente os custos se elevam, como é o caso do PSF, pois é necessário um número maior de profissionais e, o tempo médio de atendimento para cada paciente aumenta<sup>22</sup>.

Em todos os modelos estimados, a variável número de médicos se mostrou altamente significativo e positivo (23,10), sendo o segundo maior coeficiente da regressão

---

<sup>20</sup> Outras variáveis socioeconômicas foram testadas, são elas: média de anos de estudos, proporção de pobres e proporção de extremamente pobres. A primeira não se mostrou significativa no principal modelo (tabela 6), porém quando se utilizou a matriz de distância inversa (anexo 6) ou incluiu-se a segunda defasagem temporal no modelo (anexo 8), o coeficiente da variável se mostrou significativo e com sinal positivo. Já as demais foram analisadas em alternância com a variável proporção de vulneráveis a pobreza, por serem correlacionadas (anexo 11). A variável proporção de pobres apresentou sinal negativo, significativa a 0,1% (anexos 6, 8 e 9) e, sempre com coeficientes maiores que a variável proporção de vulneráveis a pobreza.

<sup>21</sup> Além de famílias cadastradas na atenção básica por mil hab. e famílias cadastradas no PSF por mil hab. também foram testadas pessoas e gestantes cadastradas na atenção básica e pessoas cadastradas no PSF. Face as variáveis retratarem a mesma realidade dos municípios, os resultados foram semelhantes.

<sup>22</sup> Ver Campos, Aguiar e Oliveira (2008), Rodrigues e Ramires (2008), Souza (2000) e Rocha e Soares (2010).

3, atrás do percentual de população idosa (24,26), se mostrando uma das principais variáveis para o aumento das despesas com saúde e saneamento.

A taxa de mortalidade total é significativa a 0,1% e com sinal positivo, assim quanto maior a taxa de mortalidade maiores são as despesas com saúde e saneamento. A taxa de mortalidade infantil é significativa apenas na presença de todas as variáveis (coluna 5 da tabela 6) também com sinal positivo. Porém, com a inclusão da segunda e terceira defasagem temporal (anexos 8 e 9), tal variável apresenta significância a 0,1% e sinal negativo. Sabe-se que um dos objetivos do PSF é a queda na mortalidade infantil e que grande parte dos recursos da saúde são destinados para esse programa. Assim para manter baixas as taxas de mortalidade infantil os municípios precisam aumentar suas despesas com saúde e saneamento.

A *dummy* institucional referente a LRF (4) é significativa a 0,1% e apresenta sinal positivo. Assim, a LRF, ao invés de controlar os gastos, favorece o aumento das despesas com saúde e saneamento. Sakurai (2009) também encontrou aumento das despesas com agricultura, assistência e previdência após a implementação da LRF. Observa-se que no modelo de painel com efeitos fixos e efeitos aleatórios com todas as variáveis (anexo 3) a *dummy* referente à LRF apresenta sinal negativo, indicando que a LRF cumpre a sua função de inibir descontroles fiscais, assim como relatado em Videira e Mattos (2011).

A regressão (5) reúne todas as variáveis explicativas. As variáveis institucionais perdem significância e apresentam sinal negativo. Com exceção do coeficiente de Gini, as demais variáveis socioeconômicas são significativas. As variáveis fiscais e tributárias, eleitorais e partidárias mantêm os seus resultados com exceção das variáveis governador reeleito, manutenção do partido do governador e presidente no poder. A variável manutenção do partido do governador é significativa a 1% e positiva, porém a variável governador reeleito é significativa a 0,1% e negativa. Assim, para manter o partido do governador no poder as despesas com saúde e saneamento aumentam desde que o governador não seja o mesmo (reeleito), pois nesse caso as despesas diminuem. Para a manutenção do partido do presidente no poder, as despesas com saúde e saneamento diminuem.

Na presença de heterocedasticidade, os testes de Sargan e Hansen indicam que os instrumentos não são válidos, fato já previsto por Arellano e Bond (1991). Ao incluir mais defasagens das variáveis endógenas como instrumentos (até a quarta defasagem, t-

4), os testes mantiveram o mesmo resultado. A exceção ocorre quando se regride o painel dinâmico para todas as variáveis (5) no anexo 4, em que os testes de Sargan e Hansen indicam validade nos instrumentos. O teste de autocorrelação de 2º ordem de Arellano-Bond mostra a ausência de correlação serial dos erros para todas as estimações, indicando que a estimação por GMM é adequada.

Ao analisar os coeficientes em módulo das defasagens espacial e temporal, nota-se que a dependência espacial é mais fraca que a temporal. O teste de Wald indica que as variáveis explicativas são adequadas para prever o comportamento da despesa com saúde e saneamento.

Quando se estima o modelo de painel dinâmico espacial utilizando a base não balanceada quase não se observa mudanças nos resultados (anexo 5), a não ser a significância da *dummy* de partido PL e da variável densidade demográfica. A primeira com sinal negativo e a segunda positivo. Pequenas alterações ocorrem nos coeficientes das variáveis estimadas e nos valores dos testes de Wald e Sargan.

No anexo 10 encontram-se os resultados do modelo dinâmico espacial usando como variáveis endógenas a receita tributária *per capita*, proporção de pobres, taxa de mortalidade total, famílias cadastradas na atenção básica e densidade demográfica. Observa-se na regressão 5 a significância das *dummies* de anos eleitorais a 0,1%, sendo ambas positivas. A *dummy* para prefeito reeleito também se mostra positiva e significativa a 5%. Corroborando a existência de ciclos eleitorais nas despesas com saúde e saneamentos nos municípios.

De acordo com Kukenova e Monteiro (2009), a estacionariedade pode ser checada considerando as seguintes restrições:

$$|\alpha| < 1 - \rho\omega_{MAX} \quad \text{se } \rho \geq 0$$

$$|\alpha| < 1 - \rho\omega_{MIN} \quad \text{se } \rho < 0$$

Nas quais,  $\alpha$  é coeficiente da defasagem temporal,  $\rho$  representa o coeficiente espacial,  $\omega_{MAX}$  e  $\omega_{MIN}$  são, respectivamente, o maior e a menor raiz característica da matriz de pesos espaciais (W). Se considerarmos que foi usada uma matriz de pesos espaciais não padronizada (baseada na distância inversa, anexo 6), essas raízes características assumem os seguintes valores:  $\omega_{MAX} = 1$  e  $\omega_{MIN} = -1$ . Como  $\rho < 0$ ,  $|\alpha| = 0,20$  e, mesmo considerando que a raiz característica assumira o valor extremo  $\omega_{MIN} = -1$ , a restrição de estacionariedade é atendida.

## 7. Conclusão

O trabalho procurou investigar evidências de ciclos políticos e eleitorais nas despesas com a função saúde e saneamento. O modelo de painel dinâmico espacial propiciou observar o aumento das despesas com saúde e saneamento nos anos anteriores e no próprio ano da eleição municipal. O padrão dessas despesas é influenciado pelo comportamento das despesas dos municípios vizinhos. Nota-se a presença do efeito *spillover*, pois os governantes reduzem suas despesas com saúde e saneamento ao observarem que os vizinhos aumentam as despesas.

Os resultados secundários referendam a ação oportunista dos governantes e a formação de ciclos eleitorais e partidários nos municípios brasileiros, ao identificarem:

- i) Um conservadorismo com as receitas advindas de transferências federais e receitas tributárias municipais, sendo a maior fonte de recurso para as despesas com saúde e saneamento as transferências dos estados;
- ii) Que as despesas em saúde e saneamento são maiores em anos de eleições municipais do que nos anos de eleições federal e estaduais;
- iii) O aumento das despesas com saúde e saneamento é maior para governos, em que prefeitos, governadores e presidente são do mesmo partido sendo os partidos de esquerda os que mais gastam seguidos pelos partidos de centro e de direita;

Verifica-se que as condições socioeconômicas dos municípios também são capazes de influenciar as despesas com saúde e saneamento. A pobreza é uma das características que mais propicia o aumento das despesas com saúde e saneamento, porém quanto maior o número de beneficiários do programa bolsa família menores são essas despesas. Além disso, o maior acesso das famílias a atenção básica diminui as despesas com saúde e saneamento, entretanto se esse acesso for via PSF ocorre o aumento da despesa fato explicado pelo alto custo do atendimento de saúde domiciliar.

Assim, a evidência da existência de ciclos eleitorais e políticos municipais demonstra a necessidade da criação de mecanismos capazes de reduzir a ação oportunista dos prefeitos, de modo a melhor distribuir as despesas de saúde e saneamento durante o mandato visando o melhor atendimento da saúde da população.

## Referências

ALESINA, Alberto. Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated

game. *Quarterly Journal of Economics*, n. 102, p. 651-678, 1987.

ALESINA, Alberto; ROUBINI, Nouriel. Political Cycles in OECD Economies. *Review of Economic Studies*, v. 59, p. 663-88, 1992.

ALESINA, Alberto; SACHS, Jeffrey. Political parties and the business cycle in the United States, 1948-1984. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 20, p. 63-82, 1988.

ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations', *The Review of Economic Studies* n° 58, 277-297.

BAICKER, Katherine. The spillovers effects of state spending. *National Bureau of Economic Research*. Cambridge, Julho 2001.

BASTOS, Mario Rubem do Coutto; MUELLER, Bernardo Pinheiro Machado. Yardstick Competition e a Disciplina Eleitoral no Programa Bolsa Família. In *Anais do XXXXIII Encontro Nacional de Economia*. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós graduação em Economia, 2015.

BAUMONT, Catherine. Spatial Effects in Housing Price Models: Do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration Dijon (1999)? In: *Regional Group Seminar of the Federal Reserve Bank of Chicago*, 2004.

BESLEY, Timothy. 'Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana', *Journal of Political Economy* 103, 903-937, 1995.

BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models', *Journal of Econometrics* 87, 115-143, 1998.

BRUECKNER, Jan K. 'Welfare reform and the race to the bottom: Theory and evidence', *Southern Economic Journal* 66(3), 505-525, 2000.

CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. *Microeconometrics: methods & applications*. Cambridge: Cambridge U. Press, 2005.

CAMPOS, Francisco Eduardo; AGUIAS, Raphael A. Teixeira; OLIVEIRA, Veneza Berenice. O desafio da expansão do PSF nas grandes capitais brasileiras. *Revista Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v.12, n.1, p.47-58, 2002.

CASE, Anne C., ROSEN, Harvey. S. e HINES, James. R. (1993), 'Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states', *Journal of Public Economics* 52, 285-307

COPPEDGE, Michael. *A classification of Latin American political parties*. University of Notre Dame, Working paper, n. 244, 1997

DAHLBERG, Matz; JOHANSSON, Eva. 'The revenues-expenditure nexus: panel data evidence from Swedish municipalities', *Applied Economics* 30, 1379–1386, 1998

DE ARAÚJO, Jevuks Matheus, e LEITE FILHO, Paulo A. Maia. Ciclos político-econômicos: uma análise do comportamento dos gastos públicos nos estados brasileiros no período de 1995 a 2008. In *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia*. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós graduação em Economia, 2011.

FERREIRA, Ivan Fecury Sydrião e BUGARIN, Maurício Soares. Transferências Voluntárias e Ciclo Político-Orçamentário no Federalismo Fiscal Brasileiro. *RBE*, Rio de Janeiro, v. 61, n. 3, p. 271–300, Jul-Set 2007.

FRERET, Sandy. (2005), '*Essais empiriques sur les interactions horizontales en termes de dépenses publiques*', Tese de Doutorado. Universidade de Rennes.

GADELHA, Sérgio Ricardo de Brito. Analisando o Impacto da Descentralização Fiscal na Saúde Pública: Evidência Empírica para os municípios brasileiros (2000-2009). *Textos de Discussão para o Tesouro Nacional*, nº 12 /2012.

GOMES, Bruno S. de Moraes. *Espaços Urbanos Saudáveis do Brasil e seus determinantes*. 2013. Dissertação (Mestrado). Programa de Pós-Graduação em economia Aplicada. Universidade Federal de Juiz de Fora.

GREGÓRIO, Larrissa de Paula; CASSUCE, Francisco C. da Cunha; DOS SANTOS, John L. Castro. Influência de períodos eleitorais nos gastos públicos dos municípios mineiros. *Revista de C. Humanas*, Viçosa, v. 11, n. 1, p. 36-52, jan./jun. 2011

HIBBS, Douglas A. Jr. Political parties and macroeconomic policy. *American Political Science Review*, n. 71, 1977.

HOLTZ-EAKIN, Douglas; NEWEY, Whitney K.; ROSEN, Harvey S. 'The revenues-expenditure nexus: evidence from local government data', *International Economic Review* 30(3), 415–429, 1989.

KALECKI, M. Political aspects of full employment. *Political Quarterly*, v. 14, 1943.

KUKENOVA, Madina; MONTEIRO, José Antonio. *Spatial dynamic panel model and system GMM: a Monte Carlo investigation*. III World Conference of Spatial Econometrics, Barcelona, 2009.

LIMA, Luciano Dias de, Conexões entre federalismo fiscal e financiamento da política de saúde do Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*; 12(2): 511-522, 2007.

McRAE, C. Ducan. A Political Model in Business Cycle. *Journal of Political Economy*, V. 85, n. 2, p. 239-263,1977.

MATTOS, Ruben de Araujo; COSTA, Nilson do Rosario. Financiando o SUS: algumas questões para o debate. *Trabalho, Educação e Saúde*; 1(2):315-333, 2003.

MENDES, Maria Izabel Ferreira. *Ciclos Políticos e Assistência à Saúde: uma análise para os municípios brasileiros*. 2015. Dissertação (Mestrado). Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada Faculdade de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora

MENEZES, Rafael Terra; SAIANI, Carlos César Santejo; ZOGHBI, Ana C. Pereira. Demanda Mediana por Serviços Públicos e Desempenho Eleitoral: Evidências do Modelo do Eleitor Mediano para os Municípios Brasileiros. *Est. econ.*, São Paulo, 41(1): 25-57, jan.-mar. 2011

NAKAGUMA, Marcos Yamada. *Ciclos políticos e resultados eleitorais: um estudo sobre o comportamento do eleitor brasileiro*. 2006. Dissertação (Mestrado). Instituto de Pesquisas Econômicas. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Universidade de São Paulo.

NORMA OPERACIONAL DA ASSISTÊNCIA À SAÚDE – NOAS-SUS 01/02  
Disponível em:  
[http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2002/prt0373\\_27\\_02\\_2002.html](http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2002/prt0373_27_02_2002.html). Visitado em: 17 maio 2017.

NORDHAUS, William. The political business cycle. *Review of Economic Studies*, n. 42, p. 169-190, 1975.

NOVAES, Lucas; MATTOS, Enlison. O efeito da intenção de reeleição sobre os gastos em saúde: Uma análise com base no modelo de reputação política. *Revista de Economia Política*, vol.30, nº1 (117), pp. 140-158, janeiro-março/2010.

QUEIROZ, Mário César Lemos; SILVA, Almir Bittencour. Ciclos Políticos Orçamentários no Estado do Ceará (1986-2006). *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 35, jul./dez. 2010.

RODRIGUES, Leôncio Martins. *Partidos, ideologia e composição social: um estudo das bancadas partidárias na Câmara dos Deputados*. São Paulo: Editora Edusp, 2002.

ROCHA, Romero; SOARES, Rodrigo. Evaluating the Impact of Community-based Health Interventions: Evidence from Brazil's Family Health Program. *Health Economics*. Wiley Online Library, v. 19, p. 126-158, mai. 2010.

RODRIGUES, Maria José; RAMIRES, Júlio César. Programa Saúde da Família: uma Perspectiva de Análise Geográfica. *Caminho da Geográfica*, Uberlândia, v. 9, n. 27, p. 4555, set 2008.

ROGOFF, Kenneth. Equilibrium political budget cycles. *The American Economic Review*, v. 80, n. 1, p. 21-36, 1990.

SAKURAI, Sergio Naruhiko. Political business cycles: procurando evidências empíricas para os municípios paulistas. *Revista de Economia Aplicada*, n. 1, v. 11, p. 27-54, 2007.a.

SAKURAI, Sergio Naruhiko. *Ciclos eleitorais, reeleição e déficit fiscal nos municípios brasileiros: uma análise via dados em painel*. 2007.b. Tese (Doutorado em Teoria Econômica) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.

SAKURAI, Sergio Naruhiko. Ciclos Políticos nas Funções Orçamentárias dos Municípios Brasileiros: Uma Análise para o Período 1990 – 2005 Via Dados em Painel. *Est. Econ.*, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 39-58, Jan-Mar 2009.

SCHALTEGGER, Christoph A.; TORGLER, Benno; ZEMP, Simon. *Central city exploitation by urban sprawl? evidence from swiss local communities*, Working Paper 246, QUT School of Economics and Finance, 2009.

SOUZA, Auta Iselina. Stephan. A interdisciplinaridade e o trabalho coletivo em saúde. *Revista de APS*, Juiz de Fora, v. 2, n. 2, p. 10-14, 1999.

TIEBOUT, Charles M. 'A pure theory of local expenditures', *Journal of Political Economy* 64(5), 416–424, 1956.

UGÁ, Maria Alicia, PIOLA, Sergio Francisco, PORTO, Silvia Marta, VIANNA, Solon Magalhães. Descentralização e alocação de recursos no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS). *Rev C S Col.*; 8(2): 417-437, 2003.

VASCONCELOS, Rafael Divino, FERREIRA JR, Silvio; NOGUEIRA JR, Reginaldo Pinto. O Comportamento das Despesas Funcionais na Esfera Federal Brasileiro sob a Ótica dos Ciclos Políticos-Eleitorais: uma Análise para o Período 1985-2010. *XXXVII Encontro da ANPAD*. Rio de Janeiro, 2013.

VIDEIRA, Raphael Almeida; MATTOS, Enlinson. Ciclos políticos eleitorais e a interação espacial de políticas fiscais entre os municípios brasileiros. *Econ. Apl.* Ribeirão Preto, v. 15, n. 2, Junho 2011.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press, 2010.

### **Anexo 1: Média, desvio-padrão, mínimo, máximo e observações**

Variável		Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
Cobertura Vacinal	overall	79,8	15,13	0	668,17	N = 76951
	between		7,39	45,58	145,76	n = 5562
	within		13,29	-24,44	612,44	T = 138351

Densidade Demográfica	overall	108,29	577,94	0,08	13500,89	N = 76474
	between		561,84	0,16	13125,6	n = 5562
	within		48,69	-3376,44	2657,3	T = 137494
Médicos por 1000 hab.	overall	9,91	4,47	0	180,45	N = 41649
	between		3,8	0	44,34	n = 5559
	within		2,33	-15,99	152,7	T = 749217
Leitos por 1000 hab.	overall	2,49	2,61	0	77,11	N = 41649
	between		2,48	0	63,72	n = 5559
	within		0,79	-20,12	56,25	T = 749217
Visitas médicas por mil hab.	overall	58,46	310,02	0	70613,65	N = 76954
	between		114,74	0	5062,48	n = 5562
	within		288,43	-5004,01	65609,64	T = 138357
Visitas de enfermeiros por mil hab.	overall	85,37	330,11	0	63967,61	N = 76954
	between		121,8	0	4555,72	n = 5562
	within		306,17	-4449,96	59497,26	T = 138357
Visitas de outros profissionais de saúde por mil hab	overall	24,1	242,92	0	45081,9	N = 76954
	between		94,56	0	4651,51	n = 5562
	within		226,99	-4627,41	42050,8	T = 138357
Famílias cadastradas na atenção básica por mil hab.	overall	208,71	120,28	0	3825,05	N = 76954
	between		73,5	0	532,33	n = 5562
	within		94,63	-323,62	3607,48	T = 138357
Pessoas cadastradas atenção básica por mil hab.	overall	749,01	447,11	0	42775,42	N = 76954
	between		266,93	0	3843,52	n = 5562
	within		357,56	-3053,73	39680,9	T = 138357
Gestantes cadastradas atenção básica por mil hab.	overall	4,62	4,88	0	1047,27	N = 76954
	between		2,45	0	72,14	n = 5562
	within		4,22	-67,29	979,75	T = 138357
Famílias cadastradas no PSF por mil hab.	overall	172,49	130,63	0	1803,53	N = 76922
	between		80,43	0	404,8	n = 5557
	within		103,01	-232,31	1651,65	T = 138424
Pessoas cadastradas no PSF por mil hab.	overall	588,33	439,43	0	13110,14	N = 76954
	between		272,81	0	1805,95	n = 5562
	within		345,1	-1217,61	12384,92	T = 138357
Taxa de mortalidade infantil	overall	28,59	28,1	0	1200,69	N = 76954
	between		15,03	0	312,28	n = 5562
	within		23,84	-283,7	916,99	T = 138357
Beneficiários do bolsa família por mil hab.	overall	75,18	50,32	0	1398,14	N = 46819
	between		40,39	0	356,29	n = 5560
	within		30,37	-232,14	1146,49	T = 842068
Partido do pref, igual ao pres,	overall	0,11	0,31	0	1	N = 76954
	between		0,17	0	1	n = 5562
	within		0,26	-0,82	1,04	T = 138357
Partido do pref, igual ao gov,	overall	0,23	0,42	0	1	N = 76954
	between		0,21	0	1	n = 5562
	within		0,36	-0,71	1,16	T = 138357
Anos de eleições municipais	overall	0,27	0,44	0	1	N = 76954
	between		0,04	0	1	n = 5562
	within		0,44	-0,4	1,19	T = 138357
Anos de eleições estaduais e federal	overall	0,26	0,44	0	1	N = 76954
	between		0,03	0	0,5	n = 5562
	within		0,44	-0,24	1,17	T = 138357
PMDB	overall	0,22	0,41	0	1	N = 76771
	between		0,25	0	1	n = 5562
	within		0,33	-0,71	1,14	T = 138028
DEM	overall	0,14	0,35	0	1	N = 76771
	between		0,22	0	1	n = 5562
	within		0,27	-0,78	1,07	T = 138028
PSDB	overall	0,16	0,37	0	1	N = 76771
	between		0,23	0	1	n = 5562
	within		0,28	-0,76	1,08	T = 138028
Partido do pref, igual ao gov, e pres,	overall	0,04	0,19	0	1	N = 76954
	between		0,09	0	0,83	n = 5562
	within		0,17	-0,8	0,97	T = 138357
PTB	overall	0,07	0,26	0	1	N = 76771
	between		0,16	0	1	n = 5562
	within		0,21	-0,84	1	T = 138028
PDT	overall	0,06	0,24	0	1	N = 76771
	between		0,15	0	1	n = 5562
	within		0,19	-0,85	0,99	T = 138028
PPB	overall	0,11	0,31	0	1	N = 76771
	between		0,2	0	1	n = 5562
	within		0,24	-0,82	1,03	T = 138028

PL	overall	0,04	0,19	0	1	N = 76771
	between		0,11	0	1	n = 5562
	within		0,16	-0,81	0,96	T = 138028
Direita	overall	0,29	0,45	0	1	N = 76771
	between		0,28	0	1	n = 5562
	within		0,36	-0,63	1,21	T = 138028
Centro	overall	0,45	0,5	0	1	N = 76771
	between		0,31	0	1	n = 5562
	within		0,39	-0,47	1,37	T = 138028
Esquerda	overall	0,13	0,34	0	1	N = 76771
	between		0,21	0	1	n = 5562
	within		0,27	-0,79	1,06	T = 138028
LRF	overall	0,89	0,31	0	1	N = 76954
	between		0,06	0,67	1	n = 5562
	within		0,31	-0,04	1,22	T = 138357
Taxa de mortalidade Total	overall	547,64	187,09	5,82	3259,01	N = 76876
	between		149,84	84,52	1159,63	n = 5562
	within		115,42	-440,46	2647,02	T = 138216
Prefeito reeleito	overall	0,07	0,25	0	1	N = 76954
	between		0,05	0	0,67	n = 5562
	within		0,24	-0,6	1	T = 138357
Manutenção do partido na prefeitura	overall	0,06	0,24	0	1	N = 76954
	between		0,06	0	0,33	n = 5562
	within		0,24	-0,27	1	T = 138357
Governador reeleito	overall	0,04	0,2	0	1	N = 76954
	between		0,04	0	0,2	n = 5562
	within		0,2	-0,16	0,98	T = 138357
Manutenção do partido no Estado	overall	0,1	0,3	0	1	N = 76954
	between		0,06	0	0,29	n = 5562
	within		0,3	-0,18	1,03	T = 138357
Manutenção do partido na presidência	overall	0,14	0,35	0	1	N = 76954
	between		0,02	0	0,33	n = 5562
	within		0,34	-0,2	1,07	T = 138357
PIB <i>per capita</i>	overall	8507,17	10579,09	641,17	511967,2	N = 74365
	between		8.521,27	1264,25	178802,2	n = 5348
	within		6358,26	-109226,2	425136,4	T = 13,9052
Proporção da população residente em domicílio com coleta de lixo	overall	87,28	20,83	0	100	N = 76800
	between		17,26	0	100	n = 5562
	within		11,60	-0,21	15,63	T = 13,808
Taxa de densidade (mais de 2 pessoas por cômodo)	overall	31,21	15,04	0,65	94,47	N = 76800
	between		13,74	3,68	90,45	n = 5562
	within		6,97	1,04	5,29	T = 13,808
Proporção da população com água encanadas	overall	76,79	24,56	0	100	N = 76800
	between		20,65	0,26	100	n = 5562
	within		1,39	3,22	13,56	T = 13,808
Proporção de pobre	overall	53,45	23,61	1,97	99	N = 76800
	between		21,13	4,55	94,64	n = 5562
	within		1,07	1,61	97,39	T = 13,808
Proporção de vulneráveis a pobreza	overall	31,57	22,13	0	90,76	N = 76800
	between		2,01	0,58	8,25	n = 5562
	within		9,81	-4,42	8,05	T = 13,808
Proporção de extremamente pobres	overall	15,53	15,26	0	77,22	N = 76800
	between		14,30	0	7,18	n = 5562
	within		6,04	-9,29	5,82	T = 13,808
Coeficiente de gini	overall	0,52	0,07	0,28	0,87	N = 76800
	between		0,05	0,29	0,78	n = 5562
	within		0,04	0,30	0,74	T = 13,808
Média de anos de estudo	overall	8,94	15,78	2,29	13,02	N = 76800
	between		13,62	3,08	12,37	n = 5562
	within		0,83	5,19	129,7	T = 13,808
Taxa de fecundidade	overall	2,51	0,69	1,21	7,79	N = 76800
	between		0,59	1,42	6,51	n = 5562
	within		0,40	0,00	4,45	T = 13,808
Expectativa de Vida	overall	70,77	40,79	57,46	78,64	N = 76800
	between		32,63	59,71	77,73	n = 5562
	within		24,94	63,77	77,75	T = 13,808

Fonte: elaboração própria.

## Anexo 2: Teste de autocorrelação espacial para despesas com saúde e saneamento.

Anos	I de Moran						Rainha
	K1	K5	K10	K15	K20	Distância Inversa	
1998	0,0867***	0,0819***	0,0484***	0,0412***	0,0384***	0,0109***	0,0666***
1999	0,0007	0,0377***	0,0243***	0,0189***	0,0209***	0,0116*	0,0234***
2000	0,0645*	0,0417***	0,0319***	0,0282***	0,0281***	0,0040	0,0345***
2001	0,1785***	0,1729***	0,1489***	0,1447***	0,1367***	0,0434***	0,1299***
2002	0,2834***	0,2341***	0,2072***	0,1969***	0,1840***	0,0767***	0,2209***
2003	0,3010***	0,2553***	0,2356***	0,2270***	0,2167***	0,1023***	0,2405***
2004	0,2311***	0,2174***	0,1967***	0,1885***	0,1831***	0,0760***	0,1998***
2005	0,2670***	0,2199***	0,2043***	0,2000***	0,1942***	0,0780***	0,1988***
2006	-0,0086	0,0064	-0,008	0,008	-0,0004***	0,020	0,0205***
2007	0,2618***	0,2358***	0,2208***	0,2156***	0,2093***	0,0924***	0,2068***
2008	0,2622***	0,2290***	0,2191***	0,2110***	0,2056***	0,0891***	0,2023***
2009	0,2736***	0,2374***	0,2274***	0,2217***	0,2154***	0,0926***	0,2126***
2010	0,2441***	0,2246***	0,2168***	0,2135***	0,2095***	0,0893***	0,2031***
2011	0,2567***	0,2461***	0,2344***	0,2278***	0,2220***	0,1005***	0,2222***
2012	0,1813***	0,1585***	0,1490***	0,1387***	0,1170***	0,0172***	0,1974***

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%

Fonte: elaboração própria\*

## Anexo 3: Modelo de painel

Variáveis	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
PIB <i>per capita</i>	-0,0010***	-0,0012***
Transferências federais <i>per capita</i>	0,0690***	0,1000***
Transferências estaduais <i>per capita</i>	0,4178***	0,3787***
Receita tributária <i>per capita</i>	0,3152***	0,3137***
Ano de eleições municipais	1,3393	3,851**
Ano de eleições estaduais/federal	-8,3614***	-14,4800***
PMDB	-2,9517	-8,2889***
DEM	-5,2514**	-10,8154***
PPB	4,4536	-9,2990***
PDT	-11,3528***	-15,2566***
PL	-16,4846***	-24,9455
Governador reeleito	-0,8466	-32,2866***
Manutenção do partido do prefeito	-31,3610***	-5,5673*
Manutenção do partido do governador	9,4935***	8,0750***
Manutenção do partido do presidente	-6,3854**	7,9807***
Cobertura vacinal	0,1776***	0,2530***
Expectativa de vida		5,6685***
Taxa de fecundidade	-6,7116**	-8,9503***
Coefficiente de Gini	11,0614	-137,7008***
Proporção de pobres	1,1820***	2,8874***
Prop. População com coleta de lixo	0,5423***	0,3058***
Prop. População com acesso a água encanada	-0,0351	-0,1881**
Prop. População sem esgotamento sanitário	0,9592***	0,2444**
Prop População idosa	14,4389***	12,4235***
Prop. População jovens	-7,3500***	-0,2533
Beneficiários do bolsa família por mil hab.	0,0575*	0,5589***
Taxa mortalidade infantil	0,2728***	0,3653***
Taxa mortalidade total	0,0495***	0,0106*
Famílias cadastradas no PSF por mil hab.	0,1399***	0,2081***
Famílias cadastradas na atenção básica por mil hab.	-0,0500***	-0,0453***
Visitas Médicas por mil hab.	-0,0097**	-0,0030
Leitos por mil hab.	-1,7796**	-4,8189***
Médicos por mil hab.	4,2255***	4,7344***
LRF	-2,3808***	-9,6855***
Constante	-400,2226***	-162,3981**

N	43574	43574
Teste de Breusch Pagan	29197,85	
Prob > chi2	0,0000	
Teste de Hausman	1807,21	
Prob > chi2	0,0000	

Considera-se apenas as variáveis significativas em pelo menos uma das regressões  
\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%  
Fonte: elaboração própria.

#### Anexo 4: Modelo de painel dinâmico

Variáveis	Fiscais e tributárias (1)	Eleitorais e partidárias (2)	Socioeconômicas (3)	Institucionais (4)	Todas as variáveis (5)
(Despesas com saúde e saneamento) $t-1$	0,0263	0,1953**	0,2930***	0,76984	-0,0041
PIB <i>per capita</i>			0,0024***		-0,0031***
Transferências federais <i>per capita</i>	-0,0059				0,0553**
Transferências estaduais <i>per capita</i>	0,8095***				0,2781*
Ano de eleições municipais		123,8205***			38,0615*
Direita		-1491,7727*			-1,2934
Centro		-2082,72**			199,574
Partido do pref. igual ao do pres.		-1349,8257*			82,2738
Partido do pref. Igual ao do gov.		-545,6977***			2,3045
Manutenção do partido do prefeito		-562,2849***			-126,6258
Prop. População sem esgotamento sanitário			20,5747**		18,1606*
Taxa mortalidade infantil			-2,1411**		-0,14009
Taxa mortalidade total			1,0148***		0,0935
Famílias cadastradas no PSF por mil hab.			2,2427**		0,4683
Famílias cadastradas na atenção básica por mil hab.			-3,4921*		-0,5578
Médicos por mil hab.			66,2808***		42,9801***
Constante	-14,3511***	1911,6904***		50,45388	
Instrumentos equação em diferença	(Desp saúde e sanea) $t-2$ , (Desp saúde e sanea) $t-3$				
Instrumentos equação em nível	$\Delta$ (Desp saúde e sanea) $t-1$ , $\Delta$ (Desp saúde e sanea) $t-2$				
Teste de Wald	2899,49	1168,38	4821,38	407,45	5925,93
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Sargan	2071,75	253,44	122,82	10340,53	28,20
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,986
Teste Hansen	541,90	307,86	105,77	1120,42	41,90
Prob > chi2	0,000	0,000	0,003	0,000	0,683
Teste de Arellano-Bond					
<i>m1</i> Prob > chi2	0,029	0,002	0,002	0,041	0,045
<i>m2</i> Prob > chi2	0,181	0,057	0,697	0,039	0,770
N	40698	40678	40698	40698	40678

Considera-se apenas as variáveis significativas em pelo menos uma das regressões  
\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%  
Fonte: elaboração própria.

#### Anexo 5: Modelo de painel dinâmico espacial para a base não balanceada.

Variáveis	Fiscais e tributárias (1)	Eleitorais e partidárias (2)	Socioeconômicas (3)	Institucionais (4)	Todas (5)
(Despesas com saúde e saneamento) $t-1$	0,1338***	0,5670***	0,2456***	0,5756***	0,0213***
W (Despesas com saúde e saneamento)	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***
PIB <i>per capita</i>	-0,0050***	0,0089***	0,0059***	0,0089***	-0,0041***
Transferências federais <i>per capita</i>	0,0180***				0,0355***
Transferências estaduais <i>per capita</i>	0,6911***				0,6487***
Receita tributária <i>per capita</i>	0,5505***				0,3730***
Ano de eleições municipais		35,1906***			1,3828*
Ano de eleições estaduais/federal		-10,0255***			1,2472
PMDB		-7,2323*			-7,2112***
DEM		-16,6074***			11,4059***

PDT			-85,7752***		-12,5454***
PPB					11,4415***
PL			-30,4654***		
Direita			-77,8455***		-23,8637***
Centro			-60,9443***		-2,2865
Partido do pref. igual ao gov. e pres.			12,3592*		-0,8331
Partido do pref. igual ao do pres.			-17,5082***		-1,2065
Partido do pref. igual ao do gov.			-8,5613***		-0,8910
Governador reeleito			-2,1159		-13,3714***
Manutenção do partido do prefeito			-36,6438***		-2,4938
Prefeito reeleito			-19,4832***		-0,1223
Manutenção do partido do governador			-1,1877		5,5366***
Manutenção do partido do presidente			27,4859***		-11,5443***
Cobertura vacinal				0,4741***	0,1956***
Densidade Demográfica				0,0827***	0,0559***
Taxa de fecundidade				-23,4849***	-8,2547*
Coefficiente de Gini				-138,7371***	-80,2275***
Proporção de pobres				-4,4331***	-3,0509***
Prop. População com coleta de lixo				2,0626***	1,5062***
Prop. População com acesso a água encanada				0,3142	0,2418*
Prop. População sem esgotamento sanitário				2,5828***	1,6982***
Prop. População urbana				-1,3446***	-1,0642***
Prop População idosa				24,2682***	15,5199***
Prop. População jovens				-11,513***	-4,7070***
Beneficiários do bolsa família por mil hab.				-0,7051***	0,3095***
Taxa mortalidade infantil				0,0122	0,1758***
Taxa mortalidade total				0,0896***	0,0330***
Famílias cadastradas no PSF por mil hab.				0,3774***	0,1283***
Famílias cadastradas na atenção básica por mil hab.				-0,2042***	-0,0493***
Visitas Médicas por mil hab.				-0,0452**	-0,0109
Leitos por mil hab.				-29,7426***	-9,7439***
Médicos por mil hab.				23,3713***	5,5746***
LRF					8,7076***
Constante	23,5271***	105,9355***	-261,4559***	3,8987***	-198,7288**
Instrumentos equação em diferença	(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , W(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , PIBpc <sub>t-2</sub> (Desp saúde e sanea) <sub>t-3</sub> , W(Desp saúde e sanea) <sub>t-3</sub> , PIBpc <sub>t-3</sub>				
Instrumentos equação em nível	$\Delta$ (Desp saúde e sanea) <sub>t-1</sub> , $\Delta$ W(Desp saúde e sanea) <sub>t-1</sub> , $\Delta$ PIBpc <sub>t-1</sub> $\Delta$ (Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , $\Delta$ W(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , $\Delta$ PIBpc <sub>t-2</sub>				
Teste de Wald	32768,99	55939,66	34787,02	102381,81	39160,53
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Sargan	1398,1497	1596,6647	1620,1708	1853,678	1217,2182
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond					
m1Prob > chi2	0,0868	0,1186	0,1172	0,1308	0,0807
m2Prob > chi2	0,3047	0,1787	0,1827	0,1537	0,8670
N	40556	40536	40549	40556	40529

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%

Fonte: elaboração própria.

## Anexo 6: Modelo de painel dinâmico espacial com a matriz de distância inversa.

Variáveis	Fiscais e tributárias	Eleitorais e partidárias	Socioeconômicas	Institucionais	Todas as variáveis
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(Despesas com saúde e saneamento) <sub>t-1</sub>	0,2004***	0,6002***	0,2678***	0,6078***	0,0367***
W (Despesas com saúde e saneamento) DI	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***	0,0000***	-0,0000***
PIB <i>per capita</i>	-0,0047***	0,0084***	0,0063***	0,0087***	-0,0033***
Transferências federais <i>per capita</i>	0,0200***				0,0359***
Transferências estaduais <i>per capita</i>	0,6292***				0,5934***
Receita tributária <i>per capita</i>	0,5828***				0,3780***
Ano de eleições municipais		39,2159***			5,73344***
Ano de eleições estaduais/federal		-2,2100*			-0,2692
PMDB		-7,2731*			-4,6238*
PDT		-109,1963***			-18,1504***
PL		-24,5028***			-22,2391***
Direita		-95,8741***			-17,5364***
Centro		-76,1865***			-13,1606***

Partido do pref. igual ao gov. e pres.	22,3695***				3,6878
Partido do pref. igual ao do pres.	-22,3330***				-2,8337
Partido do pref. igual ao do gov.	-11,8706***				-0,0373
Governador reeleito	-5,6653***				-18,5267***
Manutenção do partido do prefeito	-42,088***				-5,1819***
Prefeito reeleito	-19,4053***				1,0562
Manutenção do partido do governador	-5,2418***				6,9603***
Manutenção do partido do presidente	22,0744***				-11,1552***
Cobertura vacinal		0,4373***			0,2249***
Densidade Demográfica		-0,0589***			0,0002
Taxa de fecundidade		-14,8212***			-26,0444***
Média de anos de estudo		7,3931***			4,7726***
Coefficiente de Gini		-69,7472***			-71,4151***
Proporção de pobres		-4,3757***			-4,7814***
Prop. População com coleta de lixo		1,4176***			1,2801***
Prop. População com acesso a água encanada		-0,0304			-0,4134***
Prop. População sem esgotamento sanitário		2,4534***			-0,1507***
Prop. População urbana		-1,1938***			-1,0429***
Prop População idosa		31,6581***			15,1814***
Prop. População jovens		-16,5088***			-4,51160***
Beneficiários do bolsa família por mil hab.		-0,7172***			0,3029***
Taxa mortalidade infantil		-0,0160			0,1586***
Taxa mortalidade total		0,0663***			0,0280***
Famílias cadastradas no PSF por mil hab.		0,4469***			0,1496***
Famílias cadastradas na atenção básica por mil hab.		-0,2365***			-0,0409***
Visitas Médicas por mil hab.		-0,0367*			-0,0335**
Leitos por mil hab.		-25,3410***			-11,9804***
Médicos por mil hab.		24,6710***			9,2981***
LRF				5,8346***	-4,7562***
Constante	17,1963***	117,5476***	-204,40596**	-1,711***	-273,2144**
Instrumentos equação em diferença	(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , W(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , PIBpc <sub>t-2</sub> (Desp saúde e sanea) <sub>t-3</sub> , W(Desp saúde e sanea) <sub>t-3</sub> , PIBpc <sub>t-3</sub>				
Instrumentos equação em nível	$\Delta$ (Desp saúde e sanea) <sub>t-1</sub> , $\Delta$ W(Desp saúde e sanea) <sub>t-1</sub> , $\Delta$ PIBpc <sub>t-1</sub> $\Delta$ (Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , $\Delta$ W(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , $\Delta$ PIBpc <sub>t-2</sub>				
Teste de Wald	43375,96	69421,21	45858,84	201763,02	50194,32
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Sargan	1684,4793	1749,8167	1686,9449	2213,9534	1381,8908
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond					
m1Prob > chi2	0,0881	0,1173	0,1172	0,1291	0,0886
m2Prob > chi2	0,2022	0,1702	0,1715	0,1521	0,6365
N	40544	405246	40544	40544	40524

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%

DI=matriz de distância inversa

Fonte: elaboração própria.

## Anexo 7: Modelo de painel dinâmico espacial para as variáveis eleitorais e partidárias.

Variáveis	Eleitorais e partidárias (2.1)	Eleitorais e partidárias (2.2)
(Despesas com saúde e saneamento) <sub>t-1</sub>	0,6002***	0,6105***
W (Despesas com saúde e saneamento)	-0,0000***	-0,0000***
PIB per capita	0,0084***	0,0085***
Ano de eleições municipais	39,2159***	38,5602***
Ano de eleições estaduais/federal	-2,2100*	-3,3242***
PMDB	-83,4595***	
DEM	-111,6606***	
PSDB	-76,1864***	
PTB	-75,6854***	
PDT	-109,1962***	
PPB	-95,8740***	

PL	-120,3767***	
Direita		--80,8371***
Centro		-52,1401***
Partido do pref. igual ao gov. e pres.	22,3695***	8,6973
Partido do pref. igual ao do pres.	-22,3329***	-6,8207***
Partido do pref. igual ao do gov.	-11,8706***	-9,8157***
Governador reeleito	-5,6653***	-8,1928***
Manutenção do partido do prefeito	-42,0881***	-40,3811***
Prefeito reeleito	-19,4053***	-22,8791***
Manutenção do partido do governador	-5,2418***	-4,6502***
Manutenção do partido do presidente	22,0744***	23,8062***
Constante	117,5475***	86,6482***
Instrumentos equação em diferença	(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , W(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , PIBpc <sub>t-2</sub>	
Instrumentos equação em nível	$\Delta(\text{Desp saúde e sanea})_{t-1}$ , $\Delta W(\text{Desp saúde e sanea})_{t-1}$ , $\Delta \text{PIBpc}_{t-1}$	
Teste de Wald	69421,21	77668,69
Prob > chi2	0,0000	0,0000
Teste de Sargan	1749,8167	1783,4163
Prob > chi2	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond		
m1Prob > chi2	0,1173	0,1179
m2Prob > chi2	0,1702	0,1739
N	40524	40524

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%  
 Fonte: elaboração própria.

## Anexo 8: Modelo de painel dinâmico espacial com a inclusão da segunda defasagem temporal

Variáveis	Fiscais e tributárias (1)	Eleitorais e partidárias (2)	Socioeconômicas (3)	Institucionais (4)	Todas as variáveis (5)
(Despesas com saúde e saneamento) <sub>t-1</sub>	0,1838***	0,4865***	0,2930***	0,4971***	0,0412***
(Despesas com saúde e saneamento) <sub>t-2</sub>	0,1676***	0,3696***	0,2301***	0,4008***	0,035***
W (Despesas com saúde e saneamento)	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***	0,0000***	-0,0000***
PIB <i>per capita</i>	-0,0047***	0,0049***	0,0045***	0,0044***	-0,0033***
Transferências federais <i>per capita</i>	0,0157***				0,0364***
Transferências estaduais <i>per capita</i>	0,5673***				0,6280***
Receita tributária <i>per capita</i>	0,4977***				0,3635***
Ano de eleições municipais		21,9808***			2,6221***
Ano de eleições estaduais/federal		1,3914			1,6996*
DEM		7,2623			10,5649***
PMDB		-10,191***			-2,8314
PSDB		-7,0558*			4,2384
PDT		-47,8973***			-11,0189***
PPB		20,3496***			10,8321
Direita		-59,7220***			-22,6059***
Centro		-29,5987***			-6,5352***
Partido do pref. igual ao do pres.		-9,6679***			-0,7858
Governador reeleito		9,9369***			-13,1175***
Manutenção do partido do prefeito		-25,5942***			-2,6095
Prefeito reeleito		-14,9876***			-0,4674
Manutenção do partido do governador		-3,0745***			5,2956***
Manutenção do partido do presidente		9,4106***			11,6516***
Cobertura vacinal			0,3539***		0,1818***
Densidade Demográfica			-0,0533**		0,0657***
Taxa de fecundidade			-14,0454***		-9,6158**
Média de anos de estudo			4,4603*		-1,7615
Coefficiente de Gini			-3,9760		-78,2393***
Proporção de pobres			-3,1823***		-3,1414***
Prop. População com coleta de lixo			1,6225***		1,4760***
Prop. População com acesso a água encanada			-0,3151***		0,2142

Prop. População sem esgotamento sanitário			1,7946***		0,3165*
Prop. População urbana			-0,5162***		-0,9743***
Prop População idosa			27,7779***		16,7128***
Prop. População jovens			-12,4007***		-4,2681***
Beneficiários do bolsa família por mil hab.			-0,5690***		0,2770***
Taxa mortalidade infantil			-0,2000***		0,1640***
Taxa mortalidade total			0,0323***		0,0273***
Famílias cadastradas no PSF por mil hab.			0,3494***		0,1392***
Famílias cadastradas na atenção básica por mil hab.			-0,2363***		-0,0657***
Visitas Médicas por mil hab.			-0,03252*		-0,0276*
Leitos por mil hab.			-16,7240***		-9,5705***
Médicos por mil hab.			19,3177***		5,2425***
Constante	15,2282***	64,8344***	-189,7664**	-1,1549*	-209,9188***
Instrumentos equação em diferença	(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , W(Desp saúde e sanea) <sub>t-2</sub> , PIBpc <sub>t-2</sub>				
Instrumentos equação em nível	$\Delta(\text{Desp saúde e sanea})_{t-1}$ , $\Delta W(\text{Desp saúde e sanea})_{t-1}$ , $\Delta \text{PIBpc}_{t-1}$				
Teste de Wald	41183,14	92890,19	51293,28	247080,56	38720,68
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Sargan	1606,626	1331,474	1437,909	1774,035	1202,369
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond					
m1Prob > chi2	0,0990	0,1936	0,1800	0,2003	0,0863
m2Prob > chi2	0,0881	0,1191	0,0714	0,1441	0,0577
N	37648	37638	37648	37648	37638

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%

Fonte: elaboração própria.

## Anexo 9: Modelo de painel dinâmico espacial com a inclusão da terceira defasagem temporal

Variáveis	Fiscais e tributárias (1)	Eleitorais e partidárias (2)	Socioeconômicas (3)	Institucionais (4)	Todas as variáveis (5)
(Despesas com saúde e saneamento) <sub>t-1</sub>	0,1848***	0,4112***	0,2930***	0,4185***	0,0795***
(Despesas com saúde e saneamento) <sub>t-2</sub>	0,1314***	0,2499***	0,1969***	0,2685***	0,0556***
(Despesas com saúde e saneamento) <sub>t-3</sub>	0,1702***	0,3486***	0,2465***	0,3564***	0,0684***
W (Despesas com saúde e saneamento)	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***	0,0000	-0,0000***
PIB <i>per capita</i>	-0,0045***	0,0030***	0,0024***	0,0028***	-0,0031***
Transferências federais <i>per capita</i>	0,0161***				0,0367***
Transferências estaduais <i>per capita</i>	0,5023***				0,5045***
Receita tributária <i>per capita</i>	0,4246***				0,3403***
Ano de eleições municipais		26,9927***			7,0625***
Ano de eleições estaduais/federal		4,0502***			2,4629**
PMDB		-6,5421*			-3,6697
DEM		-16,0627***			12,0489**
PSDB		-16,9207***			-18,1504***
PDT		-20,7484***			
PPB					17,3495***
PL		-20,6636***			
Direita		-17,3899***			-26,9306***
Centro		-16,2431***			-6,8061**
Partido do pref. igual ao gov. e pres.		13,4445***			7,3831*
Partido do pref. igual ao do pres.		-7,0816**			-5,1230**
Governador reeleito		11,1155***			-10,0536***
Manutenção do partido do prefeito		-19,5278***			-4,4141**
Prefeito reeleito		-5,2836**			0,6159
Manutenção do partido do governador		-4,9761***			4,0102***
Manutenção do partido do presidente		5,5568***			-10,5211***
Cobertura vacinal			0,1488***		0,1055**
Densidade Demográfica			0,0725***		0,0660**

Taxa de fecundidade			-3,3754		-8,2196**
Coefficiente de Gini			-54,5671*		-78,1463***
Proporção de pobres			-2,3915***		-2,2368***
Prop. População com coleta de lixo			0,6960***		1,1610***
Prop. População com acesso a água encanada			0,3385**		0,1675
Prop. População sem esgotamento sanitário			0,9008***		0,2902*
Prop. População urbana			-0,1866		-0,6753***
Prop População idosa			20,3706***		16,0013***
Prop. População jovens			-2,7730*		-3,4140***
Beneficiários do bolsa família por mil hab.			-0,5180***		0,2890***
Taxa mortalidade infantil			-0,6536		-0,1394***
Taxa mortalidade total			0,0152***		0,0203***
Famílias cadastradas no PSF por mil hab.			0,2139***		0,1071***
Famílias cadastradas na atenção básica por mil hab.			-0,1336***		-0,0479***
Visitas Médicas por mil hab.			-0,1025***		-0,0410**
Leitos por mil hab.			-15,0752***		-9,6950***
Médicos por mil hab.			14,3906***		6,2867***
Constante	26,5149***	49,6907***	-196,6418***	-69,6809***	-162,3981**
Instrumentos equação em diferença	$(\text{Desp saúde e sanea})_{t-2}, W(\text{Desp saúde e sanea})_{t-2}, \text{PIBpc}_{t-2}$				
Instrumentos equação em nível	$\Delta(\text{Desp saúde e sanea})_{t-1}, \Delta W(\text{Desp saúde e sanea})_{t-1}, \Delta \text{PIBpc}_{t-1}$				
Teste de Wald	40793,99	119503,50	58066,63	204538,58	44303,25
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Sargan	1229,045	1184,53	1347,164	1305,004	1198,883
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond					
m1Prob > chi2	0,0000	0,0091	0,0005	0,0062	0,0000
m2Prob > chi2	0,3291	0,2126	0,2302	0,1685	0,9982
N	34752	34752	34752	34752	34752

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%  
Fonte: elaboração própria.

## Anexo 10: Modelo de painel dinâmico espacial com a inclusão de outras variáveis endógenas

Variáveis	Fiscais e tributárias (1)	Eleitorais e partidárias (2)	Socioeconômicas (3)	Institucionais (4)	Todas as variáveis (5)
(Despesas com saúde e saneamento) $t-1$	0,0706***	0,3279***	0,1990***	0,3707***	0,0284***
W (Despesas com saúde e saneamento)	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***	-0,0000***
PIB <i>per capita</i>	-0,0050***	0,0067***	0,0056***	0,0070***	-0,0033***
Densidade demográfica	0,0155***	0,0135***	0,0148***	0,0076***	0,0169***
Taxa de mortalidade total	0,2295***	0,4339***	0,5685***	0,5487***	0,2939***
Famílias cadastradas na atenção básica por mil hab.	0,2211***	0,3642***	-0,9221***	0,3468***	-0,3639***
Proporção de pobres	-2,0684***	-3,3882***	0,3980	-2,9247***	1,9131***
Transferências federais <i>per capita</i>	0,0321***				0,0362***
Transferências estaduais <i>per capita</i>	0,5835***				0,5893***
Receita tributária <i>per capita</i>	0,4300***				0,3380***
Ano de eleições municipais		42,7793***			2,7875***
Ano de eleições estaduais/federal		8,3128***			8,1108***
PMDB		-3,1344			-5,0910**
DEM		41,6169***			-8,1107***
PTB		-7,0204*			
PDT		-53,0844***			-16,4332***
PL					-14,0907***
PPB		30,8418***			
Direita		-80,9939***			-13,7900***
Centro		-32,2803***			-7,6567***
Governador reeleito		-18,1550***			-11,5161***
Manutenção do partido do prefeito		-40,6192***			-5,6587***

Prefeito reeleito	-28,7855***				2,5392*
Manutenção do partido do governador	-8,0338***				0,0760
Manutenção do partido do presidente	-10,7092***				0,0464*
Cobertura vacinal		0,1480***			0,1803***
Taxa de fecundidade		-26,8147***			-17,4278***
Expectativa de vida		3,0222***			6,2243***
Média de anos de estudo					-4,7270***
Coefficiente de Gini		-244,5588***			-107,331***
Prop, População com coleta de lixo		2,2983***			1,3423***
Prop, População com acesso a água encanada		-0,3767**			-0,5608***
Prop, População sem esgotamento sanitário		2,5828***			1,99510***
Prop, População urbana		-1,4179***			-0,9562***
Prop População idosa		15,582***			14,2499***
Prop, População jovens		-6,0634***			-4,9938***
Beneficiários do bolsa família por mil hab,		-0,5717***			0,2775***
Taxa mortalidade infantil		-0,4229***			-0,1337***
Famílias cadastradas no PSF por mil hab.		0,8870***			0,3861***
Visitas Médicas por mil hab,		-0,0556***			-0,0192*
Leitos por mil hab,		-35,6664***			-19,3642***
Médicos por mil hab,		20,3951***			4,4647***
LRF				-3,8594***	2,4269**
Constante	-17,5367***	-20,2877***	-508,1255***	-137,691***	-571,430***
Instrumentos equação em diferença	$(\text{Desp saúde e sanea})_{t-2}, W(\text{Desp saúde e sanea})_{t-2}, \text{PIBpc}_{t-2},$ $\text{Densidade}_{t-2}, (\text{Prop pobres})_{t-2}, (\text{Fam cad})_{t-2}, (\text{Taxa mort})_{t-2},$ $(\text{Desp saúde e sanea})_{t-3}, W(\text{Desp saúde e sanea})_{t-3}, \text{PIBpc}_{t-3},$ $\text{Densidade}_{t-3}, (\text{Prop pobres})_{t-3}, (\text{Fam cad})_{t-3}, (\text{Taxa mort})_{t-3}$				
Instrumentos equação em nível	$\Delta(\text{Desp saúde e sanea})_{t-1}, \Delta W(\text{Desp saúde e sanea})_{t-1}, \Delta \text{PIBpc}_{t-1}$ $\Delta \text{Densidade}_{t-1}, \Delta(\text{Prop pobres})_{t-1}, \Delta(\text{Fam cad})_{t-1}, \Delta(\text{Taxa mort})_{t-1},$ $\Delta(\text{Desp saúde e sanea})_{t-2}, \Delta W(\text{Desp saúde e sanea})_{t-2}, \Delta \text{PIBpc}_{t-2}$ $\Delta \text{Densidade}_{t-2}, \Delta(\text{Prop pobres})_{t-2}, \Delta(\text{Fam cad})_{t-2}, \Delta(\text{Taxa mort})_{t-2},$				
Teste de Wald	78123.71	75985.88	44461.00	83190.65	64477.13
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Sargan	1703.90	2029.62	1621.19	1995.86	1448.70
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond					
m1 Prob > chi2	0.0490	0.0763	0.0594	0.0651	0.0464
m2 Prob > chi2	0.0099	0.2453	0.2952	0.2648	0.7549
N	37648	40524	40544	40544	40524

Considera-se apenas as variáveis significativas em pelo menos uma das regressões

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%

Fonte: elaboração própria.

### Anexo 11: Matriz de Correlação para as variáveis eleitorais, partidárias e institucional.

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	
Anos de eleições municipais (1)	1,00																						
Anos de eleições estaduais/federal (2)	-0,36	1,00																					
PMDB (3)	0,00	0,00	1,00																				
PT (4)	-0,01	-0,01	-0,15	1,00																			
DEM (5)	0,00	0,00	-0,22	-0,11	1,00																		
PSDB (6)	0,00	0,00	-0,24	-0,12	-0,17	1,00																	
PTB (7)	0,00	0,00	-0,15	-0,08	-0,11	-0,12	1,00																
PDT (8)	0,00	0,00	-0,14	-0,07	-0,11	-0,11	-0,07	1,00															
PPB (9)	0,00	0,00	-0,20	-0,10	-0,15	-0,16	-0,10	-0,10	1,00														
PL (10)	0,00	0,00	-0,10	-0,05	-0,07	-0,08	-0,05	-0,05	-0,07	1,00													
Esquerda (11)	-0,01	-0,01	-0,22	0,67	-0,16	-0,17	0,69	-0,11	-0,15	-0,07	1,00												
Direita (12)	0,00	0,00	-0,35	-0,17	0,63	-0,28	-0,18	-0,17	0,58	0,29	-0,26	1,00											
Centro (13)	0,00	0,00	0,59	-0,25	-0,37	0,47	0,30	-0,24	-0,34	-0,17	0,04	-0,59	1,00										
Partido do pref igual ao do pres e gov (14)	-0,02	0,05	-0,10	0,12	-0,08	0,32	-0,05	-0,05	-0,07	-0,03	0,04	-0,12	0,12	1,00									
Partido do pref igual ao do pres (15)	-0,02	0,04	-0,20	0,61	-0,14	0,33	-0,10	-0,09	-0,13	-0,06	-0,37	-0,23	0,03	0,54	1,00								
Partido do pref igual ao do gov (16)	-0,03	0,04	0,15	-0,04	-0,06	0,36	-0,15	-0,11	-0,15	-0,10	-0,14	-0,19	0,31	0,36	0,07	1,00							
Reeleição do governador (17)	-0,13	0,35	0,01	0,02	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,01	0,02	0,00	0,00	-0,01	0,00	0,01	0,01	1,00						
Manutenção do partido do pref (18)	0,43	-0,16	0,04	0,02	-0,01	0,03	0,00	-0,01	-0,02	-0,02	0,00	-0,03	0,05	0,01	0,02	0,04	-0,05	1,00					
Reeleição do prefeito (19)	0,44	-0,16	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,02	0,00	0,01	-0,01	0,00	0,01	-0,01	-0,05	0,66	1,00				
Manutenção do partido do gov (20)	-0,20	0,55	-0,04	0,03	0,00	0,03	0,02	-0,03	-0,04	0,01	0,03	-0,03	0,00	0,03	0,02	0,02	0,60	-0,09	-0,09	1,00			
Manutenção do partido do pres. (21)	-0,24	0,65	-0,01	0,04	-0,03	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	0,03	-0,03	-0,02	-0,05	-0,02	0,02	0,44	-0,10	-0,10	0,61	1,00		
LRF (22)	0,24	-0,21	-0,02	0,06	-0,03	-0,01	0,01	-0,05	-0,01	0,00	0,05	-0,03	-0,02	-0,12	-0,07	-0,02	0,08	0,10	0,10	0,13	0,15	1,00	

Fonte: elaboração própria.

## Anexo 12: Matriz de Correlação para as variáveis fiscais e socioeconômicas.

	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)	(41)	(42)	(43)	(44)	(45)	(46)	(47)	(48)	(49)	(50)
Despesas com saúde e saneam (24)	1,00																										
Transferência federal (25)	0,44	1,00																									
Transferência estadual (26)	0,73	0,31	1,00																								
Receita tributária (27)	0,49	0,17	0,48	1,00																							
Cobertura vacinal (28)	0,1	0,03	0,08	0,03	1,00																						
Densidade demográfica (29)	0,02	-0,02	0,01	0,25	-0,02	1,00																					
Expectativa de vida (30)	0,44	0,13	0,43	0,4	0,02	0,07	1,00																				
Taxa de fecundidade (31)	-0,38	-0,13	-0,33	-0,32	-0,02	-0,12	-0,69	1,00																			
Média de anos de estudo (32)	0,28	0,08	0,32	0,22	-0,01	0,05	0,66	-0,57	1,00																		
Coefficiente de Gini (33)	-0,35	-0,13	-0,3	-0,12	-0,02	0,02	-0,45	0,45	-0,37	1,00																	
Proporção de extrem. Pobres (34)	-0,3	-0,07	-0,37	-0,33	-0,04	-0,09	-0,79	0,67	-0,69	0,5	1,00																
Proporção de pobres (35)	-0,38	-0,10	-0,44	-0,4	-0,03	-0,11	-0,85	0,71	-0,7	0,53	0,95	1,00															
Prop. de vulner. a pobreza (36)	-0,42	-0,11	-0,48	-0,45	0,00	-0,13	-0,85	0,71	-0,67	0,54	0,86	0,96	1,00														
Prop. Da pop. acesso a água (37)	0,25	0,06	0,30	0,29	0,04	0,10	0,70	-0,58	0,63	-0,35	-0,82	-0,79	-0,7	1,00													
Prop. Da pop. coleta de lixo (38)	0,25	0,08	0,26	0,23	0,02	0,06	0,55	-0,52	0,48	-0,3	-0,61	-0,61	-0,55	0,59	1,00												
Prop. Da pop sem esgoto (39)	0,24	0,07	0,17	0,12	0,05	0,00	0,21	-0,22	0,06	-0,18	-0,22	-0,22	-0,19	0,22	0,19	1,00											
Benefic. Do bolsa família (40)	-0,07	-0,22	-0,27	-0,26	0,03	-0,11	-0,38	0,22	-0,36	0,18	0,55	0,55	0,56	-0,42	-0,22	-0,02	1,00										
Taxa de mort infantil (41)	-0,17	-0,09	-0,18	-0,13	-0,01	0,00	-0,36	0,34	-0,30	0,25	0,30	0,33	0,33	-0,23	-0,17	-0,09	0,12	1,00									
Taxa de mort. Total (42)	0,18	0,09	0,15	0,12	-0,01	0,02	0,31	-0,35	0,34	-0,21	-0,36	-0,36	-0,34	0,33	0,31	0,18	-0,14	0,09	1,00								
Famílias cadastradas no PSF (43)	0,45	0,18	0,25	0,08	0,12	-0,11	0,22	-0,22	0,11	-0,26	-0,10	-0,13	-0,13	0,09	0,13	0,37	0,21	-0,16	0,07	1,00							
Famílias cadastr. na atenção bás (44)	0,33	0,14	0,16	-0,02	0,11	-0,13	0,07	-0,12	0,03	-0,15	0,04	0,02	0,01	-0,06	0,04	0,37	0,27	-0,09	0,06	0,82	1,00						
Visitas médicas (45)	0,08	0,00	0,03	-0,05	0,05	-0,04	-0,04	0,03	-0,02	-0,03	0,04	0,05	0,06	-0,02	-0,03	0,09	0,08	0,00	-0,01	0,23	0,2	1,00					
Leitos por mil hab. (46)	-0,04	-0,03	-0,01	0,02	-0,02	0,01	0,12	-0,15	0,15	0,05	-0,15	-0,15	-0,15	0,14	0,11	0,00	-0,11	-0,02	0,18	-0,04	0,01	-0,04	1,00				
Médicos por mil hab. (47)	0,34	0,15	0,27	0,29	0,06	0,06	0,29	-0,3	0,24	-0,08	-0,27	-0,29	-0,3	0,25	0,2	0,19	-0,15	-0,11	0,21	0,16	0,17	0,06	0,39	1,00			
Prop. Da população urbana (48)	0,08	-0,02	0,11	0,34	0,02	0,22	0,34	-0,3	0,27	-0,13	-0,5	-0,49	-0,46	0,51	0,33	0,27	-0,32	-0,03	0,18	-0,1	-0,19	-0,07	0,16	0,21	1,00		
Prop. Da pop. Idosa (49)	0,34	0,16	0,19	0,05	-0,03	-0,1	0,35	-0,49	0,32	-0,37	-0,22	-0,28	-0,31	0,17	0,22	0,21	0,12	-0,26	0,5	0,28	0,25	0,05	0,1	0,19	-0,1	1,00	
Prop. Da pop jovens (50)	-0,39	-0,12	-0,4	-0,34	0,01	-0,09	-0,74	0,75	-0,60	0,50	0,76	0,81	0,81	-0,63	-0,53	-0,24	0,38	0,34	-0,43	-0,18	-0,06	0,03	-0,15	-0,29	-0,33	-0,5	1,00

Fonte: elaboração própria.

## ANÁLISE ESPACIAL DA ESTRATÉGIA SAÚDE DA FAMÍLIA (1998/2012)

### 1. Introdução

A Atenção Básica vem sendo reconhecida como um conjunto de ações capazes de proporcionar círculos virtuosos na construção de sistemas de saúde efetivos. Experiências tanto em países desenvolvidos quanto em países em desenvolvimento evidenciam melhora na eficiência da atenção à saúde, com racionalização de custos, e satisfação dos indivíduos, famílias, comunidades e também dos agentes de saúde (SES-DF, 2013).

A Estratégia Saúde da Família (ESF), como um novo modelo da Atenção Básica no Brasil no contexto do Sistema Único de Saúde (SUS)<sup>23</sup>, propõe que a atenção à saúde centre-se na família, entendida e percebida a partir de seu ambiente físico e social, o que leva os profissionais de saúde a entrar em contato com as condições de vida e saúde das populações, permitindo-lhes uma compreensão ampliada do processo saúde-doença e da necessidade de intervenções que vão além das práticas curativas.

Inicialmente a ESF privilegiava áreas de maior risco social, e depois se expandiu para os demais municípios. Em 2012, 95,18% dos municípios contavam com pelo menos uma equipe de saúde da família, e 97,48% com pelo menos um agente comunitário de saúde (ACS). Neste caso, apenas 268 municípios brasileiros não dispunham de ESF e 140 não contavam com ACS.

Os benefícios da adesão dos municípios a ESF são incontestáveis, principalmente na redução da mortalidade infantil. Sendo o tempo de adesão ao programa um fator facilitador para a redução desta taxa (MACINKO, GUANAIS e SOUZA, 2006; AQUINO, OLIVEIRA e BARRETO, 2008; ROCHA e SOARES, 2008). 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.

---

<sup>23</sup> Juridicamente, a Constituição de 1988 foi o marco conceitual que consolidou a nova consciência social de promoção de saúde que deu origem ao SUS. A consolidação do SUS apoia-se no entendimento de que os serviços de saúde devem estar organizados a partir de uma rede de cuidados articulada, com fluxos conhecidos e regulados, cujo objetivo é acolher necessidades sentidas por usuários, gestores e sociedade, definidas por critérios epidemiológicos, econômicos e culturais.

Acredita-se que as práticas educativas, os bons hábitos e as questões sanitárias inerentes a ESF possa espraiair causando benefícios nos municípios vizinhos. Esses benefícios serão medidos através da queda na taxa de mortalidade infantil.

Neste contexto, este trabalho tem como objetivo analisar as questões espaciais que envolvem a Estratégia Saúde da Família e a redução na taxa de mortalidade infantil nos municípios brasileiros entre 1998 e 2012. Mais especificamente, verificar o espraio dos efeitos espaciais (efeitos diretos, indiretos e totais) da cobertura das equipes saúde da família na redução na taxa de mortalidade infantil e de crianças de 1 a 4 anos no municípios e nos seus vizinhos.

Para responder a este objetivo, usa-se o modelo de dados em painel espacial tendo como variável dependente a taxa mortalidade infantil, de crianças de 1 a 4 anos e como variáveis explicativas dados demográficos, sanitários, de cobertura e acesso à saúde. O trabalho inova ao considerar a análise espacial como fator a ser considerado no estudo da Estratégia Saúde da Família e na redução da mortalidade infantil e na infância.

A taxa de mortalidade infantil e na infância apresenta concentrações regionais e dentro dos diferentes estados e municípios brasileiros segundo os trabalhos de Bezerra Filho *et. al* (2007), Jardim (2011), Scalon *et. al.* (2012). Sendo a taxa de mortalidade infantil um dos indicadores mais sensíveis às transformações sociais municipais é possível correlacionar os altos riscos de morte infantil ou a correlacionar os riscos desta mortalidade com variáveis socioeconômicas e de assistência à saúde (BEZERRA FILHO *et. al*, 2007). Segundo Barufi (2009) as desigualdades regionais são captados pela mortalidade infantil, devendo utilizar a dimensão espacial ao se trabalhar com essa variável, sendo a melhora nas taxas de mortalidade infantil causadas pela prevenção familiar e pelo espraio da melhora na infraestrutura de saúde nos vizinhos.

A importância de se considerar as interações espaciais se dá, uma vez que o SUS funciona em redes através de contratualizações de saúde entre os municípios de uma mesma região, existindo interdependência tanto nas características dos dados quanto na natureza dos programas<sup>24</sup>. Assim, os equipamentos e os profissionais de saúde que compõem a rede do SUS, e por conseguinte, as equipes de saúde da família apresentam espa-

---

<sup>24</sup> Municípios polos de saúde ofertam serviços para um conjunto de municípios vizinhos (não polos) e, estar próximo de um município com maior cobertura da ESF pode ser considerado um fator facilitador para um melhor atendimento, bem como para transferências de pacientes.

cialidade que influenciam nos resultados da ESF (GUIMARÃES, 2006; MACIEL FILHO, 2007; BASTOS e GOMES, 2015). Deste modo, acredita-se que conhecer a estrutura e a dinâmica espacial da ESF seja um importante passo para a caracterização da situação da saúde, permitindo o planejamento de ações de controle e alocação de recursos de forma mais equitativa.

O trabalho divide-se da seguinte forma: além desta introdução no tópico 2, expõe-se a ESF. Nos tópicos seguintes apresentam-se: a metodologia e estratégia empírica, seguida da base de dados e a análise descritiva, depois apresenta-se os resultados e por fim as considerações finais.

## **2. A Estratégia Saúde da Família**

O Programa Saúde da Família (PSF) foi criado em 1993 e entrou em vigor em 1994 e em 1998 se tornou a Estratégia de Saúde da Família. A Estratégia Saúde da Família incorpora e reafirma as concepções básicas do SUS: universalização, que defende a saúde como um direito de cidadania de todas as pessoas; descentralização, que consiste em redistribuir o poder e a responsabilidades entre as três esferas do governo; e integralidade, que considera as pessoas como um todo, atendendo a todas as suas necessidades<sup>25</sup>.

A ESF está estruturada na Unidade Básica de Saúde (UBS), onde as equipes de saúde da família desenvolvem suas atividades, tendo como princípios: i) caráter substitutivo (não significa criação de novas unidades de saúde, exceto em áreas totalmente desprovidas); ii) integralidade e hierarquização (inserida no primeiro nível de ações de assistência, denominado atenção básica e vinculada à rede de serviços, garantindo atenção integral às famílias e assegurando transferência para clínicas e serviços de maior complexidade, sempre que o estado de saúde da pessoa exigir); iii) territorialização e cadastramento da clientela (trabalha com território de abrangência definido e é responsável pelo cadastramento e o acompanhamento desta população); iv) equipe multiprofissional (composta, no mínimo, por um médico, um enfermeiro, um auxiliar de enfermagem e de quatro

---

<sup>25</sup> A universalidade e a integralidade do SUS traz desafios comuns aos sistemas universais de saúde no que concerne à garantia da sustentabilidade financeira. Tanto o financiamento insuficiente quanto a gestão inadequada do recursos são responsáveis por um conjunto de estrangulamentos, os quais resultam em prejuízos à qualidade e ao acesso aos serviços (BRASIL, 2012).

a seis agentes comunitários de saúde e, partir de 2001, por um cirurgião-dentista e um auxiliar de saúde bucal) (CONASS, 2007).

Na equipe, o médico atende a todos integrantes da família e desenvolve ações preventivas e de promoção da qualidade de vida com a equipe. O enfermeiro supervisiona os agentes comunitários de saúde e o auxiliar de enfermagem, realiza consultas e assiste as pessoas que necessitam de cuidados no domicílio. O auxiliar de enfermagem realiza procedimentos de enfermagem na unidade de saúde, no domicílio, e executa ações de orientação sanitária. E o auxiliar de saúde busca conhecer a realidade das famílias com o cadastramento e diagnóstico de suas características sociais, demográficas e epidemiológicas.

A equipe deve conhecer as famílias do território<sup>26</sup>, identificar os problemas de saúde e situações de risco, elaborar um plano local para enfrentar os determinantes da saúde/doença, bem como desenvolver ações educativas e prestar assistência integral às famílias (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2005).

A Estratégia Saúde da Família busca mudar o comportamento das famílias, ensinando boas práticas de comportamento que vão da alimentação ao uso de métodos contraceptivos. Dentre as boas práticas capazes de evitar as doenças estão os cuidados básicos com a higiene das mãos e dos alimentos, os bons hábitos para o combate a proliferação de vetores que transmitem doenças como a dengue, Zika, malária, doença de chagas e outras, a uso de contraceptivos para o controle de natalidade e o combate a transmissão das doenças sexualmente transmissíveis. Essas práticas educativas provocam mudanças nos hábitos do ambiente em que as equipes estão inseridas e podem espalhar para outros ambientes vizinhos.

A implantação da ESF nos municípios começa com a identificação das áreas prioritárias; mapeamento do número de habitantes em cada área; cálculo do número de equipes e de agentes comunitários necessários; adequação dos espaços e equipamentos para o funcionamento do programa; solicitação à Secretaria Estadual de Saúde a adesão do município ao PSF; seleção, contratação e capacitação dos profissionais que atuarão no programa (MINISTÉRIO PÚBLICO, 2013).

---

<sup>26</sup> Cada equipe deve ser responsável por, no máximo, 4.000 pessoas de uma determinada área, que passa a ter corresponsabilidade no cuidado com a saúde.

A ESF define o território em si a adstrição dos usuários, propiciando relações de vínculo, afetividade e confiança entre pessoas e/ou famílias e grupos a profissionais/equipes, sendo que estes passam a ser referência para o cuidado, garantindo a continuidade e a resolutividade das ações de saúde e a longitudinalidade do cuidado (BRASIL, 2011). A ESF não significa necessariamente mudança de paradigma, em que o modelo de vigilância à saúde, base desta estratégia, esteja apenas no território delimitado e na população adstrita (SCHIMITH E LIMA, 2004). A complexidade do cuidado exige articulação dessas equipes com outras do território, e com as Unidade Básica de Saúde (UBSs).

Ao se considerar um determinado local delimitado pelo ESF pode-se falar de uma configuração territorial que tem determinadas características naturais ou elaboradas pelo homem, que dão feitiço ao ambiente, que por sua vez influi no processo saúde-doença da população. O reconhecimento dessa relação é um passo importante para a incorporação de conceitos e práticas geográficas. (PEDROSA E TELES, 2001; PEREIRA E BARCELLOS, 2006)

## **2.1. Trabalhos empíricos**

A implementação da ESF incorre em alguns problemas: i) dificuldade de substituir o modelo tradicional de atenção à saúde; ii) desenvolvimento de recursos humanos e monitoramento dos resultados (RODRIGUES e RAMIRES, 2008); iii) voltado para famílias pobres por usar tecnologias mais baratas; iv) tem resultado apenas por tratar poucas pessoas (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2005); v) não tem autonomia para se expandir por ser um programa centrado num dado território; vi) não há um esquema para atendimento de demanda espontânea; vii) não há evidências de que o médico abandona a sua prática de “procedimento centrada”, ou seja, todos os outros profissionais ficam sujeitos a decisões dos médicos (FRANCO e MERHY, 1999).

Segundo Rodrigues e Ramires (2008), a dificuldade de implementar a ESF é menor em municípios de pequeno porte, com pequena capacidade instalada, por não contarem com uma rede consolidada de assistência. Em municípios onde já existe uma maior oferta de Saúde Básica, a população mostra resistências quanto à substituição de especialistas. Entretanto, para Souza (2000), a maior resistência são dos próprios profissionais da saúde, que argumentam ser um trabalho precário, com menor estabilidade, que exige dedicação exclusiva com carga horária elevada e sem flexibilidade. Esta estratégia levanta

a discussão de que talvez enfermeiros dotados de um protocolo para a assistência e prevenção de doenças possam ser tão eficientes – além de mais barato e fácil de implementar – quanto médicos, principalmente em municípios mais pobres e distantes dos grandes centros, que tenham dificuldade em contratar médicos (ROCHA, 2006; CEZAR-VAZ *et al.*, 2010)

Campos, Aguiar e Oliveira (2008), constataram uma menor cobertura da ESF em municípios de grande porte, como, por exemplo, as regiões metropolitanas; e também em municípios muito pequenos. Esses últimos, por sofrerem com a ausência de uma estrutura eficiente de organização do sistema de saúde, devido à falta de profissionais para cobrir as ações. No entanto, a cobertura nos municípios pequenos vem sendo incentivada pelo Programa de Interiorização do Trabalho em Saúde (PITS) e o Programa de Expansão e Consolidação da Saúde da Família (PROESF) objetivou a cobertura em 184 municípios com população superior a 100 mil habitantes além de todos os estados, inclusive o Distrito Federal. (DAB, 2014).

Pinto (1999); CFM (2004); Póvoa e Andrade (2006), Guimarães *et.al.* (2006); Bastos e Gomes (2015) verificaram concentração espacial dos equipamentos, escolas e profissionais de saúde nas regiões Sul e Sudeste, entretanto a Região Nordeste e Centro Oeste foram as que mais reduziram estas deficiências. Ainda assim, dentro de cada região e Estados persistem desigualdades na distribuição dos equipamentos, escolas e profissionais de saúde que influenciam no sucesso da ESF (MACIEL FILHO, 2007).

Macinko, Guanais e Souza (2006); Aquino, Oliveira e Barreto (2008); Rocha e Soares (2010); Gomes, Bastos e Morais (2015) mediram o impacto do PSF sobre a redução das taxas de mortalidade infantil (variável dependente), utilizando como metodologia o modelo de dados em painel. Os penúltimos consideraram as taxas de mortalidade infantil para 8 diferentes causas, enquanto os últimos utilizaram um modelo de painel dinâmico com 18 causas de mortalidade infantil.

Macinko, Guanais e Souza (2006) fizeram análises a níveis estaduais, usando como variáveis explicativas as condições sanitárias, como acesso à água potável e rede de esgoto, indicadores de desenvolvimento e serviços de saúde, como número de médicos, leitos e doses de vacinas. Aquino, Oliveira e Barreto (2008) fizeram análises municipais, e utilizaram como variáveis explicativas o nível de cobertura e consolidação do PSF. Rocha e Soares (2010) também trabalharam com abrangência municipal e consideraram como variáveis explicativas dados de infraestrutura hospitalar (número de leitos e

hospitais por pessoa), vacinação, além do ano de adesão do município ao programa. Gomes, Bastos e Morais (2015) consideraram dados municipais e como variáveis explicativas o número de leitos, médicos, cobertura vacinal, *dummy* do ano de inclusão no PSF, pessoas, famílias e gestantes no PSF e na atenção básica, pessoas no bolsa família e variáveis sanitárias.

Como resultado, todos os autores observaram redução nas taxas de mortalidade. Macinko, Guanais e Souza (2006) verificaram redução da taxa de mortalidade e aumento da cobertura do PSF. Aquino, Oliveira e Barreto (2008) observaram maiores efeitos do PSF em cidades com maior taxa de mortalidade infantil (TMI) e Índice de Desenvolvimento Humano mais baixo (IDH). Para Rocha e Soares (2010), o impacto do PSF na taxa de mortalidade foi maior nos municípios que estavam em piores condições antes do programa e nas causas de morte que dependem mais da atenção básica, como as causadas por doenças infecciosas e respiratórias e no período perinatal. Gomes, Bastos e Morais (2015) concluíram que existe uma tendência de queda na mortalidade infantil e a inclusão do município ao PSF acelera essa queda principalmente entre as taxas de mortalidade para crianças entre 1 a 4 anos e por doenças infecciosas e parasitárias, respiratórias, e perinatal.

O quadro 1 traz um resumo desses trabalhos. Nota-se a inexistência de trabalho que avaliem a espacialidade nos dados da ESF. Dessa forma, o presente trabalho busca suprir essa lacuna ao realizar as estimações por painel espacial, para captar o efeito da proximidade entre os municípios, isto é, a possível autocorrelação espacial na ESF. Considera-se como variável dependente a taxa de mortalidade infantil.

### **3. Metodologia e Plano de Estimação**

Para a compreensão e a melhor utilização das técnicas para estimação do painel espacial utiliza-se um esquema com 6 etapas: i) Escolha da matriz de pesos espaciais para o teste da autocorrelação espacial; ii) Estimam-se os dados em um modelo de painel, desconsiderando a autocorrelação espacial, para escolher qual o melhor estimador (Mínimos Quadrados Ordinários, Efeito Aleatório ou Efeito Fixo); iii) Testa-se a autocorrelação espacial através do teste CD de Pesaran; iv) Estima-se o modelo Durbin espacial – SDM.

**Quadro 1 – Resumo dos trabalhos econométricos que analisam a redução das taxas de mortalidade infantil e o PSF.**

<b>Autores</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Fonte de dados</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Controle Espacial</b>	<b>Resultados</b>	<b>Variáveis</b>
Macinko, Guanais e Souza (2006)	Medir impacto do PSF nas taxas de mortalidade infantil, nos estados brasileiros entre 1990 e 2002.	SIM-DATASUS para dados de mortalidade infantil, IBGE e Ipeadata para dados de determinantes de saúde.	Análise longitudinal com dados em painel. Efeitos fixos para corrigir correlação serial e controlar características não observadas. Dados em falta foram imputados por interpolação linear.	Não	Redução da mortalidade infantil, e o aumento da cobertura do PSF.	Variável dependente: taxa de mortalidade infantil. Variáveis independentes: condições socioeconômicas (acesso à água potável e saneamento); indicadores de desenvolvimento e fertilidade das mulheres; serviços de saúde (médicos por mil habitantes, leitos hospitalares e vacinação); renda média; mortes por diarreia e infecções respiratórias.
Aquino, Oliveira e Barreto (2008)	Avaliar efeitos do PSF sobre a redução da mortalidade infantil, em municípios brasileiros entre 1990 e 2004	Dados secundários do SIAB, SINASC e IBGE disponibilizados pelo DATASUS.	Estudo ecológico e longitudinal usando modelos de painel. Séries temporais obtidas a partir de dados secundários. Regressão com resposta binária negativa, teste de Hausman.	Não	Maiores efeitos do PSF em cidades com TMI mais alta e IDH mais baixo	Variável dependente: taxa de mortalidade infantil. Variável independente: nível de cobertura e consolidação do PSF
Rocha e Soares (2010)	Calcular o impacto do PSF nas reduções de mortalidade nos municípios brasileiros entre 1993 e 2004.	Departamento de Atenção Básica (DAB), DATASUS e INEP	Método diferenças-em-diferenças com efeitos fixos municipais e tendência não-linear por estado. <i>Dummies</i> para indicar o empo que o município está no programa.	Não	Redução da taxa de mortalidade e o efeito foi maior nos municípios em piores condições e nas causas de morte que dependem mais de atenção básica.	Variáveis dependentes: taxa de mortalidade infantil (menores de 1 ano), de crianças, adultos e idosos, e taxas de mortalidade por causa da morte. Variáveis independentes: infraestrutura hospitalar (número de leitos e hospitais por pessoa), oferta educacional (número de escolas e professores por pessoa) e vacinação.
Gomes, Bastos e Morais (2015)	Analisar os impactos do PSF na mortalidade infantil nos municípios brasileiros no período de 1998 a 2013.	SIM-DATASUS para dados de mortalidade infantil, IBGE e DAB para dados de determinantes de saúde.	Dados em painel dinâmico pelo Método de Momentos Generalizados (GMM)	Não	As taxas de mortalidade infantil de anos anteriores são capazes de influenciar a taxa presente. As maiores reduções são de menores de 1 ano. As maiores reduções foram na mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias, respiratórias, e perinatal.	Variáveis dependentes: taxa de mortalidade infantil (total, menores de 1 ano, de 1 a 4 anos e por 18 causas). Variáveis independentes: número de leitos, médicos, cobertura vacinal, <i>dummy</i> de inclusão no PSF, pessoas, famílias e gestantes no PSF e na atenção básica, pessoas no bolsa família e variáveis sanitárias.

Fonte: Elaboração própria.

Com o objetivo de verificar a melhor matriz<sup>27</sup> capaz de capturar toda a autocorrelação espacial, testa-se como indica Baumont (2004) as matrizes de vizinhanças até os vinte vizinhos mais próximos (k1, k5, k10, k15 e k20), além das matrizes de contiguidade do tipo rainha e a matriz de distância inversa.

Para decidir qual modelo gera as melhores estimativas para os parâmetros que influenciam a taxa de mortalidade infantil, adotam-se as variáveis descritas na seção 4, desconsiderando a possibilidade de dependência espacial. Neste caso, o modelo de regressão tem a especificação (1), semelhante a Rocha e Soares (2008).

$$morte_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + u_{it} \quad (1)$$

em que cada observação representa as informações das variáveis do município  $i = 1, \dots, n$  no ano  $t = 1, \dots, T$ . Deste modo, a base de dados é formada por observações dos 5565 municípios brasileiros entre os anos de 1998 e 2012, perfazendo um total de  $nT = 83460$  observações.

Deve-se avaliar a presença ou não da dependência espacial no modelo através do teste CD, proposto por Pesaran (2004). Para tal, é considerada a matriz de pesos espaciais escolhida. Caso se confirme a autocorrelação espacial, essa matriz também é utilizada na estimação dos modelos com efeitos espaciais. A hipótese nula é de não dependência espacial entre os municípios.

Após a confirmação da autocorrelação espacial, define-se o processo de estimação final. O modelo de interesse é o linear de dados em painel com defasagem espacial, conforme a equação (2):

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij}y_{jt} + x_{it}\beta + \alpha_i + u_{it} \quad (2)$$

em que o subscrito  $i = 1, \dots, n$  denota a dimensão individual e  $t = 1, \dots, T$  a dimensão temporal.  $y_{it}$  é a observação da variável dependente,  $x_{it}$  é um vetor  $1 \times k$  de observações das variáveis independentes,  $\rho$  o coeficiente de correlação espacial,  $w_{ij}$  um elemento da matriz de pesos espaciais exógena e  $u_{it}$  um elemento do termo de erro idêntica e independentemente distribuído, variando tanto em  $i$  quanto em  $t$ , denominado de erro

---

<sup>27</sup> Considera-se que as configurações municipais são adjacentes e contínuas, para que a matriz de pesos possa ser definida de maneira exógena. Portanto, admite-se que a área do município permanece com formato constante ao longo dos anos, sendo determinada exogenamente por razões histórico-geográficas.

idiossincrático (WOOLDRIDGE, 2010).

A estimação da equação (2) é feita assumindo que a heterogeneidade dos municípios possa ser captada: pela parte constante  $\alpha_i$ , que é diferente de município para municípios; ou introduzindo a heterogeneidade municipal no termo de erro.

Para solucionar o problema na estimação causado pelo efeito individual que cresce à medida que  $n \rightarrow \infty$ , o estimador de efeitos fixos transforma o modelo da equação (2) para eliminar as diferenças municipais, subtraindo cada variável de sua média temporal, como em:  $\bar{y} = T^{-1} \sum_{t=1}^T y$ . A equação transformada, em sua forma empilhada é apresentada em (3):

$$\dot{y} = \rho(I_T \otimes W_n)\dot{y} + \dot{X}\dot{\beta} + \dot{u} \quad (3)$$

onde  $\dot{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}$ ,  $\dot{X} = X - \bar{X}$ ,  $\dot{u} = u - \bar{u}$  com  $y = (y_{11}, y_{12}, \dots, y_{nT})'$  e  $u = (u_{11}, u_{12}, \dots, u_{nT})'$  vetores  $nT \times 1$  e  $X = (x_{11}, x_{12}, \dots, x_{nT})'$  um vetor  $nT \times k$ . A matriz  $W$  de pesos espaciais e a matriz identidade  $I$  possuem subscritos para indicar suas dimensões e  $\otimes$  denota o produto de kronecker.

Uma vez tratadas as características municipais não observáveis, a estimação pode ser feita de acordo com a equação 4.

$$\ddot{y} = \rho(I_T \otimes W_n)\ddot{y} + \ddot{X}\ddot{\beta} + \ddot{u} \quad (4)$$

onde  $\ddot{y} = y - (1 - \theta)\bar{y}$ ,  $\ddot{X} = X - (1 - \theta)\bar{X}$ ,  $\ddot{u} = u - (1 - \theta)\bar{u}$ . Observa-se que se o modelo for efeitos fixos, o estimador de efeitos aleatórios e de MQO tornam-se inconsistentes e, apenas a equação (2) é válida. Caso o modelo de efeitos aleatórios represente a melhor estimação, ambos os estimadores são consistentes, mas apenas o de efeitos aleatórios é eficiente.

Adicionalmente, é viável usar os métodos comumente empregados na econometria espacial para obter estimativas válidas para os parâmetros de interesse. Considerando o modelo geral, o log da função de verossimilhança assume, no modelo de efeitos fixos, a forma da equação (5):

$$\ln L = -\frac{nT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \ln|I_{nT} - \rho W_n| - \frac{1}{2\sigma^2} [\dot{y} - \rho(I_T \otimes W_n)\dot{y} + \dot{X}\dot{\beta}] \quad (5)$$

em que  $\widehat{\beta}_0$  e  $\widehat{\beta}_L$  são respectivamente as estimativas dos parâmetros de interesse das regressões de  $\dot{y}$  e  $(I_T \otimes W_n)\dot{y}$  contra  $\dot{X}$ , com  $\widehat{u}_0$  e  $\widehat{u}_L$  os correspondentes vetores de resíduos. Elhorst (2003 e 2010a) calcula as variáveis diminuídas de suas médias temporais (*demeaned*), de forma a eliminar o efeitos fixos. Logo, o vetor  $\widehat{\beta}_L$  são os

coeficientes que acompanham a variável  $X$  diminuídas da média na regressão auxiliar para obter os resíduos  $L$ , ou seja, a regressão de  $W_y$  diminuída da média contra as variáveis  $X$  diminuídas de suas médias. E os resíduos  $\widehat{u}_L$  são os resíduos da regressão auxiliar  $W_y$  diminuída da média temporal contra as variáveis  $X$  diminuídas de suas médias temporais<sup>28</sup> (ELHORST 2003, 2010a).

A estimativa de máxima verossimilhança de  $\rho$  é obtida maximizando-se o log da função de verossimilhança dada pela equação (6):

$$\ln L = C - \frac{nT}{2} \ln[(\widehat{u}_0 - \rho \widehat{u}_L)'(\widehat{u}_0 - \rho \widehat{u}_L)] + T \ln |I_{nT} - \rho W_n| \quad (6)$$

onde  $C$  é uma constante que não depende de  $\rho$ . Além disso, a função de verossimilhança é côncava em  $\rho$ , garantindo que a solução é única (ELHORST, 2010b).

Estimado  $\rho$ , as estimativas de  $\hat{\beta}$  e  $\hat{\sigma}^2$ , podem ser obtidas de acordo com as equações (7) e (8):

$$\hat{\beta} = \widehat{\beta}_0 - \rho \widehat{\beta}_L \quad (7)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{nT} (\widehat{u}_0 - \rho \widehat{u}_L)' (\widehat{u}_0 - \rho \widehat{u}_L) \quad (8)$$

A validade das estimativas pode ser formalmente testada. Os desvios-padrão estimados são obtidos pela matriz de variância assintótica descrito na equação (9):

$$\widehat{Avar}(\hat{\beta}, \rho, \hat{\sigma}^2) = \begin{vmatrix} \frac{1}{\sigma^2} \dot{X}' \dot{X} & & & \\ \frac{1}{\sigma^2} \dot{X}' (I_T \otimes W_n) \dot{X} \hat{\beta} & T \text{tr}(\widetilde{W} \widetilde{W} + \widetilde{W}' \widetilde{W}) + \frac{1}{\sigma^2} \hat{\beta}' \dot{X}' \widetilde{W}' \widetilde{W} \dot{X} \hat{\beta} & & \\ 0 & \frac{T}{\sigma^2} \text{tr}(\widetilde{W}) & & \\ & & \frac{nT}{2\sigma^2} & \end{vmatrix}^{-1} \quad (9)$$

em que  $\widetilde{W} = [I_{nT} - \rho(I_T \otimes W_n)]^{-1}$ . Para evitar que ao centrar as variáveis para retirar o efeito fixo possa torna a estimativa de  $\hat{\sigma}^2$  enviesada, estima-se  $\hat{\sigma}_{BC}^2 = \frac{T}{T-1} \hat{\sigma}^2$  (ELHORST, 2010a).

Para o modelo de Efeitos Aleatórios, o log da função de verossimilhança pode ser exposto na equação (10).

$$\ln L = -\frac{nT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \ln |I_{nT} - \rho W_n| - \frac{1}{2\sigma^2} [\dot{y} - \rho(I_T \otimes W_n)\dot{y} + \dot{X}\hat{\beta}] \quad (10)$$

<sup>28</sup> O subscripto  $L$  é a defasagem espacial (*spatial lag*).



variável  $X_k$  sobre variável dependente na unidade espacial  $i$ . Por outro lado, os elementos fora da diagonal principal indicam a influência de observação  $it$  da variável  $X_k$  sobre a variável dependente nas demais unidades espaciais.

De acordo com LeSage e Pace (2009), a média dos elementos da diagonal principal da matriz no lado direito da equação 12 representam os efeitos diretos, enquanto que os efeitos indiretos são a média das somas das colunas dos elementos fora da diagonal principal da matriz. Elhorst (2010a) observa que a matriz de impactos é independente do tempo, dado que os municípios são constantes, logo os cálculos equivalem aos dos modelos de corte transversal.

Se as estimativas dos efeitos diretos e indiretos não gerarem coeficientes e os erros padrão correspondentes não puderem ser obtidos da forma habitual, não se pode decidir se os impactos diretos e indiretos são significativos ou não, LeSage e Pace (2009) propuseram simular a distribuição dos impactos, utilizando a matriz de covariâncias das estimativas de máxima verossimilhança simuladas por meio do método Bayesian Markov Chain Monte Carlo (MCMC) para obter as dispersões dos impactos. Com base nesta abordagem, é possível realizar inferências válidas sobre os impactos (GELFAND e SMITH, 1990).

Acredita-se que a espacialidade da variável dependente pode estar relacionada com os seus condicionantes, que estão distribuídos de forma desigual dentro dos municípios, representados pelas variáveis explicativas. Então considera o modelo SDM como aquele capaz de gerar os melhores resultados.

#### **4. Base de Dados e análise descritiva**

Para analisar a Estratégia Saúde da Família (ESF) se utiliza como variável dependente, a taxa de mortalidade infantil e a taxa de mortalidade de crianças entre 1 a 4 anos de idade. As informações referentes as mortalidades compõem o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), disponibilizado pelo DATASUS. Observa-se na tabela 1 que a média da taxa de mortalidade total nos municípios brasileiros aumentou acompanhando o crescimento da população. Porém a taxa de mortalidade infantil e de crianças de 1 a 4 anos diminuiu mais 50% no período. Verifica-se ainda a forte adesão dos municípios a ESF, chegando a 95% dos municípios em 2012.

**Tabela 1: Evolução da mortalidade e expansão da ESF (1998 e 2012).**

<b>Ano</b>	<b>1998</b>	<b>2012</b>
Taxa de mortalidade total	5,76	6,13
Taxa de mortalidade infantil menores que 1 ano	0,44	0,21
Taxa de mortalidade infantil entre 1 a 4 anos	0,07	0,03
População estimada	161,8	192,4
Municípios com agentes comunitários da saúde	3166	5425
% municípios com agentes comunitários da saúde	57%	97%
Municípios com ESF	1134	5297
% municípios com ESF	20%	95%

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis explicativas referem-se a dados sanitários, demográficos, de cobertura e acesso à saúde. As variáveis associadas ao grau de cobertura das equipes de saúde da família são: razão de cobertura (razão entre equipes implantadas e o teto de equipes), proporção de cobertura populacional (estimativa da população atendida pelas equipes implantadas), ano que o município cadastrou na ESF, número de leitos hospitalares (destinados a internação) por mil habitantes, número de médicos cadastrados por mil habitantes, cobertura vacinal, número de gestantes cadastradas na ESF.

As informações referentes ao saneamento básico que tem como proxy os domicílios com água encanada são do Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB). As mudanças sanitárias influenciam diretamente as práticas educativas adotadas na ESF, como a limpeza adequada dos alimentos.

Dados quanto à vacinação, que englobam informações quanto ao número de doses aplicadas por mil habitantes e a cobertura vacinal, são disponibilizados pelo Programa Nacional de Imunizações (PNI). O número de leitos e de médicos se encontra no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES).

Espera-se um maior impacto (menor taxa de mortalidade) nos municípios que recebem a cobertura da ESF há mais tempo, já que o programa foi implantado primeiro nas regiões com situações mais críticas de saúde. Assim, inclui-se uma *dummy* que representam o tempo que cada município está no programa.

As variáveis de mortalidade e serviços de saúde levam em consideração o local de residência da população e não o local do atendimento. Os dados referentes à população são retirados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A tabela 2 apresenta a análise descritiva (média, desvio padrão, mínimo e máximo) das variáveis explicativas para o ano inicial (1998) e final (2012). Nota-se que a

média da proporção de cobertura aumentou de 9,57% para 83,24% e que foram implantadas mais equipes da saúde da família e novos municípios aderiram à ESF.

**Tabela 2: Análise Descritiva para variáveis explicativas nos anos 1998 e 2012.**

Variáveis Explicativas	1998*				2012			
	Média	DP	Mín	Máx	Média	DP	Mín	Máx
Razão de cobertura da ESF	7.16	18.57	0	100	71.75	33.53	0	200
Proporção de cobertura pop	9,57	23,26	0	100	83,24	27,81	0	100
Teto de equipes	41,76	5,69	0	82,57	41,79	5,21	0	81,43
Equipes implantadas	2,98	7,85	0	120,33	30,47	13,87	0	123,91
Densidade demográfica	92,22	504,62	0,1	12557,4	110,24	580,53	0,13	13069,94
Leitos	2,61	2,94	0	77,1134	2,35	2,3	0	56,2
Médicos	8,61	4,16	0	46,01	11,55	5,72	0,39	180,45
Cobertura vacinal	67,17	20,65	10,61	344,36	79,52	20,74	20,1	668,17
Dummy de municípios com ESF	0,11	0,32	0	1	0,95	0,22	0	1
Gestantes cadastradas	2,49	3,51	0	66,09	4,42	2,69	0	70,35
Domicílios com água	72,58	26,79	0	100	86,11	14,41	0,15	100
Média de anos de estudo	8,66	1,7	2,29	13,02	9,51	1,08	4,72	12,83
Coefficiente de gini	0,54	0,06	0,3	0,87	0,49	0,06	0,28	0,8
Esperança de vida ao nascer	69,07	3,77	57,46	77,24	73,22	2,65	65,3	78,64
Renda média <i>per capita</i>	367,31	194,68	62,65	1759,76	506,30	243,44	96,25	2043,74

\*período inicial para o acesso à saúde é 2005, e para Programa Bolsa Família é 2004.

Fonte: elaboração própria.

Observa-se um aumento da densidade populacional dos municípios de 92,22% para 110,24%, entre 1998 e 2012. Esse aumento foi acompanhado pela expansão da cobertura vacinal<sup>29</sup> de 67% para 79%. Verifica-se uma pequena redução no número de leitos de 2,61 para 2,35, enquanto ocorre um aumento no número de médicos disponíveis neste mesmo período, da ordem de 70%. Observa-se que muitos municípios não têm domicílios com água encanada. Também existem municípios sem leitos e sem gestantes cadastradas na Atenção Básica.

Dos CENSOS 2000 e 2010 foram retirados as variáveis média de anos de estudo, coeficiente de gini, esperança de vida ao nascer e renda média *per capita*. As informações do ano 2000 são repetidas para os anos 1998, 1999, 2001, 2002, 2003 e 2004 e 2005, enquanto as informações do ano 2010 são repetidas para os anos 2006, 2007, 2008, 2009, 2011 e 2012. Ao comparar os valores dessas variáveis verifica-se uma melhora na média, nos valores mínimos e máximos. A exceção é a variável média de anos de estudos que tem um valor máximo menor em 2010 que em 2000.

## 5. Resultados e discussão

<sup>29</sup> A partir do ano de 2003, inseriu-se no calendário de vacinação infantil, a vacina tríplice viral (SRC) que age contra sarampo, rubéola e caxumba (RIPSA, 2008).

O anexo 2 traz a estatística *I* de Moran para taxa de mortalidade de 0 a 4 anos no período de 1998 a 2012. Objetivando evitar distorções na análise, uma vez que as melhores matrizes obtidas para cada ano são distintas, variando entre K1, K5 e rainha, e verificando que a matriz do tipo rainha quando não é aquela que fornece o maior *I* de Moran aparece em todos os anos entre os maiores *I* de Moran, considera-se que essa matriz é capaz de melhor captar o efeito de transbordamento espacial esperado<sup>30</sup>. Além disso, a matriz rainha considera todos os vizinhos limítrofes, ou seja, todos que os vizinhos diretos.

Após definir a melhor matriz de pesos espaciais, as tabelas 3 e 4 mostram os resultados para a taxa de mortalidade infantil e para as crianças de 1 a 4 anos nos municípios brasileiros entre 1998 e 2012 dos estimadores: i) POLS (*Pooling Ordinary Least Squared*), que ignora as características específicas de cada grupo; ii) efeitos aleatórios no qual as características idiossincráticas são aleatórias; iii) efeitos fixos, que admite características idiossincráticas de cada município. Os coeficientes das variáveis desses modelos só capturam os efeitos diretos e não os indiretos (transbordamentos espaciais).

Os resultados dos estimadores POLS e efeitos aleatórios da tabela 3 apontam que os valores estimados para os coeficientes da razão de cobertura da ESF, cobertura vacinal, médicos por mil habitantes, esperança de vida ao nascer, média de anos de estudos e a renda média *per capita* influenciam a queda na taxa de mortalidade infantil, enquanto as variáveis gestantes cadastradas na atenção básica, densidade demográfica e coeficiente de gini influenciam no aumento da taxa de mortalidade infantil. O modelo de efeitos fixos indica que a cobertura vacinal, médicos por mil habitantes, esperança de vida ao nascer e a média de anos de estudos influenciam na queda da taxa de mortalidade infantil e as variáveis gestantes cadastradas na atenção básica e densidade demográfica diminuem a taxa de mortalidade infantil.

Analisando os resultados para taxa de mortalidade de crianças de 1 a 4 anos na tabela 4 observa-se que de acordo com os modelos POLS e efeitos aleatórios a razão de cobertura da ESF, a *dummy* de ano que o município se cadastrou na ESF, médicos por mil habitantes, esperança de vida ao nascer, média de anos de estudos e a renda média *per capita* influenciam negativamente a taxa de mortalidade infantil, enquanto as

---

<sup>30</sup> Os resultados foram gerados no programa Stata/MP 14.0 e as matrizes no programa OpenGeoda.

variáveis gestantes cadastradas na atenção básica, densidade demográfica, coeficiente de gini e a proporção de domicílios com água encanada influenciam no aumento da taxa de mortalidade de 1 a 4 anos. No modelo de efeitos aleatórios a densidade demográfica influencia positivamente a queda na mortalidade de 1 a 4 anos. O modelo de efeitos fixos indica que a *dummy* de ano de inclusão do município na ESF e a proporção de municípios com água encanada influenciam na queda da taxa de mortalidade de 1 a 4 anos e as variáveis gestantes cadastradas na atenção básica influenciam positivamente a taxa de mortalidade infantil.

**Tabela 3: Painel Balanceado para Taxa de mortalidade infantil entre 1998 e 2012.**

	POLS	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
Razão de cobertura da ESF	-0.0002*** (0,0000)	-0.0002*** (0,0000)	-0.0002 (0,0005)
<i>Dummy</i> de ano que o município cadastrou na ESF	-0.0034 (0,0052)	-0.0031 (0,0052)	-0.0107 (0,0070)
Cobertura Vacinal	-0.0003*** (0,0000)	-0.0001*** (0,0000)	-0.0002*** (0,0007)
Consultas de crianças menores que um ano de idade	0,0001 (0,0000)	0,0001 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Gestantes cadastradas na atenção básica por mil hab.	0,083*** (0,0004)	0,080*** (0,0004)	0,011*** (0,0002)
Médicos por mil hab.	-0,0009*** (0,0002)	-0,0009*** (0,0002)	-0,0006*** (0,0001)
Densidade Demográfica	0,0008*** (0,0002)	0,0005*** (0,0002)	0,0000*** (0,0000)
Esperança de vida ao nascer	-0,0039*** (0,0006)	-0,0039*** (0,0006)	-0,0101*** (0,0012)
Média de anos de estudos	-0,0204*** (0,0013)	-0,0200*** (0,0013)	-0,0027*** (0,0025)
Coefficiente de Gini	0,4000*** (0, 0212)	0,0356*** (0, 0212)	0,0114 (0, 0083)
Proporção de domicílios com água encanada	0,0001 (0,0000)	0,0001 (0,0000)	0,0005 (0,0001)
Renda Média <i>per capita</i>	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	0,000 (0,0000)
Constante	0,5555*** (0, 0471)	0,5005*** (0, 0471)	1,427*** (0, 0807)
Teste Breusch-Pagan		Prob=0,000	
Teste de Hausman		Prob=0,000	
Teste CD de Pesaran		Prob=0,000	
Número de observações	41365	41365	41365
R <sup>2</sup> global	0.1438	0.1339	0.0992

Nível de significância: p<0,01\*\*\*, p<0,05\*\* e p<0,1\*

Fonte: Elaboração própria.

Tanto na tabela 3 quanto na tabela 4, para decidir qual estimador é o mais indicado utilizam-se os testes de Breusch-Pagan e Hausman. O primeiro indica que é possível rejeitar a hipótese nula da inexistência de efeitos idiossincráticos significativos

(valor da probabilidade de 0,000). Posteriormente, verifica se esses efeitos devem ser tratados como fixos ou aleatórios. Através do teste de Hausman é possível rejeitar a hipótese nula (probabilidade valor da de 0,000), ou seja, o modelo de Efeitos Aleatórios deve ser preterido pois é inconsistente. Assim, não é possível ignorar a presença de efeitos idiossincráticos e esses devem ser tratados pelo estimador de Efeitos Fixos.

**Tabela 4: Painel Balanceado para crianças de 1 a 4 anos entre 1998 e 2012.**

	POLS	Efeito Aleatório	Efeito Fixo
Razão de cobertura da ESF	-0.0000*** (0,0000)	-0.0000*** (0,0000)	-0.0000 (0,0000)
<i>Dummy</i> de ano que o município cadastrou na ESF	-0.0069*** (0,0020)	-0.0069 (0,0020)	-0.0067* (0,0028)
Cobertura Vacinal	0.0001 (0,0000)	0.0001 (0,0000)	0.0000 (0,0000)
Consultas de crianças entre 1 e 4 anos de idade	0,0000 (0,0000)	-0,0001 (0,0000)	-0,0003*** (0,0001)
Gestantes cadastradas na atenção básica por mil hab.	0,012*** (0,0001)	0,013*** (0,0001)	0,011*** (0,0002)
Médicos por mil hab.	-0,0005*** (0,0001)	-0,0009*** (0,0002)	-0,0006*** (0,0001)
Densidade Demográfica	0,0000 (0,0000)	0,0005*** (0,0002)	-0,0005 (0,0009)
Esperança de vida ao nascer	0,0007*** (0,0002)	-0,0006*** (0,0006)	-0,0000 (0,0010)
Média de anos de estudos	-0,0052*** (0,0005)	-0,0200*** (0,0013)	0,0027 (0,0025)
Coefficiente de Gini	0,1133*** (0,0083)	0,0356*** (0, 0212)	-0,0118 (0,0159)
Proporção de domicílios com água encanada	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0003)	-0,0002*** (0,0000)
Renda Média <i>per capita</i>	-0,0000*** (0,0003)	-0,0001*** (0,0000)	0,0005 (0,0008)
Constante	0,0086 (0,0185)	0,5005*** (0,0471)	0,1364*** (0,0332)
Teste Breusch-Pagan		Prob=0,000	
Teste de Hausman		Prob=0,000	
Teste CD de Pesaran		Prob=0,000	
Número de observações	41365	41365	41365
R <sup>2</sup> global	0,0464	0,0603	0,0200

Nível de significância: p<0,01\*\*\*, p<0,05\*\* e p<0,1\*

Fonte: Elaboração própria.

Para avaliar a presença ou não da dependência espacial no modelo é utilizado o teste CD, proposto por Pesaran (2004). Para tal, é considerada a matriz de pesos espaciais de contiguidade do tipo rainha. Essa matriz também é utilizada na estimação dos modelos com efeitos espaciais. A hipótese nula de não haver dependência entre os municípios é rejeitada. Dessa forma, conclui-se que há algum efeito significativo da concentração dos casos de mortalidade infantil, de crianças de 1 a 4 anos e da ESF nos municípios

brasileiros (*clusters*).

Dada a necessidade de controlar a autocorrelação espacial, as tabelas 5 e 6 trazem os coeficientes do modelo SDM (Durbin espacial), que inclui a defasagem espacial da variável dependente e as defasagens das variáveis explicativas -  $W_y$  e  $W_x$ . Dessa forma é possível controlar a autocorrelação espacial presente nas variáveis dependentes e explicativas<sup>31</sup>, distinguindo os valores dos coeficientes diretos, indiretos e totais. Verifica-se no modelo SDM todas as variáveis, os efeitos diretos, indiretos e totais são significativos.

A defasagem da variável dependente possui coeficiente positivo 0,0127 para taxa de mortalidade infantil e 0,0070 para crianças entre 1 e 4 anos, revelando que uma alta média da taxa de mortalidade infantil e de 1 a 4 anos nos vizinhos influencia positivamente em uma alta taxa de mortalidade infantil no município. Ou seja, os benefícios da redução nas taxas de mortalidade infantil e de 1 a 4 anos nos vizinhos provocam redução nessas taxas no município. Sendo esse efeito de vizinhança maior para taxa de mortalidade infantil.

A variável razão de cobertura da ESF comprova que o município ser cadastrado e possuir um maior número de equipes da ESF leva à queda na taxa de mortalidade infantil. Ao comparar os coeficientes da razão de cobertura nas estimações para taxa de mortalidade infantil (-0.0102) e taxa de mortalidade de crianças entre 1 a 4 anos (-0.0008), observa-se que o efeito positivo da razão de cobertura na redução da mortalidade é maior para menores de 1 ano. Gomes, Bastos e Morais (2015) também encontraram que as maiores reduções são de menores de 1 ano.

Tal resultado é corroborado quando se observa o comportamento das variáveis número de consultas de crianças até 1 ano e entre 1 a 4 anos. A primeira influencia mais a queda na taxa de mortalidade infantil (-0,0880) do que a segunda influencia a taxa de mortalidade de 1 a 4 anos (-0,0309).

---

<sup>31</sup> Outros modelos foram testados (modelos SAR, SEM e SAC), assim como a estimação considerando outras matrizes (k15 e k20).

**Tabela 5: Painel Espacial Balanceado com modelo SDM para Taxa de mortalidade infantil entre 1998 e 2012.**

	Coeficientes	WX	Direto	Indireto	Totais
Rho	0,0127*** (0,0051)				
Razão de cobertura da ESF	-0,0102*** (0,0085)	0,1152*** (0,0090)	0,0289*** (0,0094)	-0,2761*** (0,0254)	-2,472*** (0,9980)
<i>Dummy</i> de ano que o município cadastrou na ESF	-0,0178*** (0,0070)	0,0180*** (0,6003)	2,2698*** (0,3764)	0,1897*** (0,6430)	2,4595*** (0,6859)
Cobertura Vacinal	-0,0092*** (0,0117)	0,0075*** (0,1020)	0,0539*** (0,0073)	-0,0012*** (0,0144)	0,0527*** (0,1053)
Consultas de crianças menores que um ano de idade	-0,0880*** (0,0100)	0,1055*** (0,1213)	0,0001*** (0,0004)	0,1161*** (0,0415)	0,1162*** (0,1015)
Gestantes cadastradas na atenção básica por mil hab.	0,0871*** (0,0902)	0,8886*** (0,1072)	0,3154*** (0,0205)	0,9042*** (0,0782)	1,2196*** (0,0809)
Médicos por mil hab.	-0,0886*** (0,0212)	0,5899*** (0,5503)	0,3165*** (0,0285)	0,6906*** (0,0607)	1,0071*** (0,0595)
Densidade Demográfica	0,0100*** (0,0800)	-0,1011*** (0,0011)	0,0111*** (0,0006)	-0,0139*** (0,0212)	-0,0228*** (0,0014)
Esperança de vida ao nascer	-0,0191*** (0,0026)	0,2767*** (0,0012)	0,0112*** (0,0007)	-0,0225*** (0,2014)	-0,0313*** (0,0215)
Média de anos de estudos	-0,0227*** (0,0765)	0,7979*** (0,0183)	-0,0267*** (0,0125)	-0,1043*** (0,1207)	-0,1310*** (0,0140)
Coefficiente de Gini	0,0104*** (0, 0184)	-0,8990*** (0,0014)	0,0111*** (0,0004)	0,0610*** (0,0015)	0,0721*** (0,0515)
Proporção de domicílios com água encanada	0,0505*** (0,0081)	-0,7776*** (0,0786)	0,0509*** (0,0003)	0,0999*** (0,1077)	0,1508*** (0,0308)
Renda Média <i>per capita</i>	0,0890*** (0,0090)	-0,0185*** (0,0678)	0,0955*** (0,0405)	0,1103*** (0,1909)	0,2058*** (0,0111)
Número de observações			41365		
R <sup>2</sup> global			0.0968		

Nível de significância: p<0,01\*\*\*, p<0,05\*\* e p<0,1\*

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 6: Painel Espacial Balanceado com modelo SDM para Taxa de mortalidade de crianças de 1 a 4 anos entre 1998 e 2012.**

	Coeficientes	WX	Direto	Indireto	Totais
Rho	0,0070*** (0,0057)				
Razão de cobertura da ESF	-0,0008*** (0,0000)	0,1032*** (0,0199)	0,0897*** (0,0094)	-0,1546*** (0,0214)	-0,0649*** (0,0246)
<i>Dummy</i> de ano que o município cadastrou na ESF	-0,0176*** (0,0028)	0,0122*** (0,6603)	0,2868*** (0,3764)	0,0857*** (0,6730)	0,3725*** (0,6859)
Cobertura Vacinal	0,0067*** (0,0100)	0,0175*** (0,0120)	0,0518*** (0,0073)	-0,0620*** (0,0144)	-0,0102*** (0,0153)
Consultas de crianças menores de 1 a 4 anos de idade	-0,0309*** (0,0456)	0,0150*** (0,0014)	0,0011*** (0,0004)	0,0062*** (0,0015)	0,0073*** (0,0015)
Gestantes cadastradas na atenção básica por mil hab.	0,0111*** (0,0234)	0,7886*** (0,0072)	0,2154*** (0,0205)	0,9143*** (0,0782)	1,1297*** (0,0809)
Médicos por mil hab.	-0,0096*** (0,0987)	0,5899*** (0,0465)	0,2969*** (0,0285)	0,6999*** (0,0607)	0,9668*** (0,0595)
Densidade Demográfica	-0,0459*** (0,0909)	-0,0125*** (0,0401)	0,0011*** (0,0006)	-0,0179*** (0,0012)	-0,0168*** (0,0014)
Esperança de vida ao nascer	-0,0090*** (0,0714)	0,0023*** (0,0222)	0,0015*** (0,0007)	-0,0029*** (0,0014)	-0,0014*** (0,0015)
Média de anos de estudos	0,0087*** (0,0925)	0,0872*** (0,0883)	-0,0287*** (0,0125)	-0,1063*** (0,0207)	-0,1350*** (0,0190)
Coefficiente de Gini	-0,0823*** (0,0189)	-0,0051*** (0,0004)	0,0042*** (0,0004)	0,0047*** (0,0015)	0,0089*** (0,0015)
Proporção de domicílios com água encanada	-0,0234*** (0,0340)	-0,0016*** (0,0089)	0,0019*** (0,0003)	0,0119*** (0,0007)	0,0138*** (0,0008)
Renda Média <i>per capita</i>	0,0450*** (0,0018)	-0,0185*** (0,0017)	0,0152*** (0,0005)	0,0223*** (0,0009)	0,0375*** (0,0011)
Número de observações			41365		
R <sup>2</sup> global			0.0488		

Nível de significância: p<0,01\*\*\*, p<0,05\*\* e p<0,1\*

Fonte: Elaboração própria.

Assim como analisado por Rocha e Soares (2010), o tempo de adesão ao programa é um fator que influencia na queda de mortalidade infantil e de crianças de 1 a 4 anos. Dessa forma a *dummy* de ano de adesão a ESF se mostra negativa e significativa.

A melhora nas variáveis sanitárias, evidenciado pela variável proporção de domicílios com água encanada demonstra ser um fator que influencia negativamente a taxa de mortalidade de crianças entre 1 a 4 anos como também foi evidenciado nos trabalhos de Gomes, Bastos e Morais (2015) e Rocha e Soares (2010).

O número de gestantes cadastradas na atenção básica é um fator que colabora com o aumento nas taxas de mortalidade infantil e na mortalidade de 1 a 4 anos. Esta variável não obteve significância quando analisada por Gomes, Bastos e Morais (2015).

Ao analisar os fatores diretos e indiretos nota-se que os efeitos diretos são maiores que os coeficientes estimados das variáveis, Além disso, os efeitos indiretos são maiores que os diretos. O motivo dos efeitos diretos das variáveis explicativas terem valores maiores que o das estimativas no modelo SDM é que este coeficiente inclui os efeitos de *feedback* que surgem como resultado dos impactos que passam pelos municípios vizinhos e retornam. Já os efeitos indiretos (que podem ser vistos como o transbordamento espacial) dominam os efeitos diretos, sendo capaz de mudar o sinal dos efeitos totais. De forma abrangente, o cálculo dos efeitos diretos, indiretos e totais sugerem que aumento (redução) na ESF em um município tem efeitos positivos nos vizinhos tanto quando se considera-se a taxa de mortalidade infantil quanto a mortalidade de crianças de 1 a 4 anos.

O efeito direto positivo da razão de cobertura da ESF pode ser justificado pelo fato levar em consideração o número de pessoas no território adstrito, assim a razão de cobertura maior significa uma maior densidade demográfica no território. A variável densidade demográfica também apresenta efeito direto positivo.

Os efeitos indiretos possuem coeficientes maiores do que os coeficientes dos efeitos diretos, ou seja, o impacto da ESF provavelmente é maior nos vizinhos do que no município que o aderiu primeiro. Assim, os impactos (ou efeitos) indiretos dominam os impactos diretos (ou seja, são maiores em termos absolutos) para a maioria das variáveis e não apenas para ESF, ressaltando a importância do controle espacial.

Os resultados confirmam que a dependência espacial deve ser tratada na análise da influência da ESF na redução da mortalidade infantil e de crianças de 1 a 4 anos.

Uma explicação para a forte significância de todas as variáveis analisadas e na escolha do SDM como o modelo adequado para essa análise é que ele controla a heterogeneidade não-observável variante no tempo (LESAGE e PACE, 2009). Assim, o SDM mostra a influência de fatores não-observáveis que variam no tempo e que estão correlacionados com as variáveis explicativas. Ou seja, se outro modelo fosse estimado, haveria omissão de variável relevante não-observada, enviesando as estimativas.

## 6. Considerações Finais

A Estratégia Saúde da Família (ESF) tem como objetivo a prevenção e as práticas educativas que por conseguinte podem gerar a redução da taxa de mortalidade infantil e na infância. Acredita-se que tais práticas podem espalhar para os territórios vizinhos, além do território adstrito. Desse modo, esse artigo buscou analisar as questões espaciais que envolvem a ESF e a redução na taxa de mortalidade infantil e de crianças de 1 a 4 anos nos municípios brasileiros entre 1998 e 2012. Utilizou como metodologia o modelo de painel espacial do tipo Durbin Espacial (SDM), que considera as defasagens espaciais da dependente e das explicativas.

O trabalho inova ao considerar o espalhamento da ESF para os municípios vizinhos. Sabendo que os efeitos diretos medem o impacto da alteração de uma variável explicativa sobre a variável dependente em um município. E os efeitos indiretos medem o impacto de uma mudança em uma variável explicativa em um município sobre a variável dependente em todos os outros municípios. Observa-se a presença dos efeitos do tipo *feedback*, ou seja, os efeitos diretos da ESF passam para os vizinhos e retornam. Os efeitos indiretos (que medem o transbordamento espacial) são maiores que os efeitos diretos, ou seja, os impactos da ESF provavelmente são maiores nos vizinhos do que no município que aderiu primeiro ao programa. No geral, o cálculo dos efeitos diretos, indiretos e totais sugerem que aumento da ESF em um município tem efeitos positivos nos municípios vizinhos.

Além disso, este artigo confirmou os resultados dos trabalhos de Macinko, Guarnais e Souza (2006); Aquino, Oliveira e Barreto (2008); Rocha e Soares (2010); Gomes, Bastos e Morais (2015) que encontraram no PSF uma das principais causas da redução das taxas de mortalidade infantil e na infância, sendo o tempo de adesão um fator que influencia positivamente nessa queda. Quanto maior a razão de cobertura da ESF, menor

as taxas de mortalidade infantil e de crianças de 1 a 4 anos, sendo esse efeito maior para a taxa de mortalidade infantil.

Assim, acredita-se que as políticas públicas para melhoria e maior abrangência da Estratégia Saúde da Família (ESF) deve considerar os espriamentos causados nos municípios vizinhos. Por exemplo, aqueles municípios que não aderiram a ESF podem ser beneficiados pelas ações dos vizinhos que aderiram. Ou ainda, a maior/melhor atendimento das equipes de saúde da família de um município causando uma queda na taxa de mortalidade infantil e na infância no próprio município pode impactar positivamente nos municípios vizinhos.

A existência dos transbordamentos espaciais levanta a discussão da dimensão do programa ESF, uma vez que talvez não se precisaria ter equipes saúde da família em todos os municípios brasileiros, ou em todos os bairros dentro dos municípios. Isto é, dado que os recursos são escassos, para tornar o programa mais eficiente, pensando-o espacialmente, deve-se considerar os transbordamentos. Talvez não se eficiente ter as equipes saúde da família em todos os municípios, ou bairros, se pensarmos na distribuição das equipes dentro do município.

## Referências

ANDRADE, Mônica; NORONHA, Kênia; BARBOSA, Allan; ROCHA, Thiago; SILVA, Núbia; CALAZANS, Júlia; SOUZA, Michelle; CARVALHO, Lucas; SOUZA, Aline. Equidade na cobertura da estratégia saúde da família. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 31(6):1175-1187, jun, 2015.

AQUINO, Rosana; OLIVEIRA, Nelson; BARRETO, Maurício. Impacto do PSF na redução da Mortalidade Infantil em municípios brasileiros. *American Journal of Public Health*. Porto Alegre, 98(12), dez. 2008.

BARUFI, Ana Maria Bonomi. *Dimensões regionais da mortalidade infantil no Brasil*. Tese de doutorado. USP. São Paulo. 2009.

BAUMONT, Catherine. *Spatial Effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* Université de Bourgogne, 2004.

BEZERRA FILHO, José Gomes; KERR, Lígia Regina Franco Sansigolo, MINÁ, Daniel de Lima, BARRETO, Maurício Lima. Distribuição espacial da taxa de mortalidade

infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 23(5):1173-1185, mai, 2007.

BRASIL. Portaria nº 2.488, de 21 de outubro de 2011. *Aprova a Política Nacional de Atenção Básica, estabelecendo a revisão de diretrizes e normas para a organização da Atenção Básica, para a Estratégia Saúde da Família (ESF) e o Programa de Agentes Comunitários de Saúde (PACS)*. Diário Oficial [da República Federativa do Brasil], Brasília, n.204, p.55, 24 out. 2011. Seção 1, pt1.

CAMPOS, Francisco; AGUIAR, Rafael; OLIVEIRA, Veneza. O desafio da expansão do PSF nas grandes capitais brasileiras. *Revista Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v.12, n.1, p.47-58, 2002.

CEZAR-VAZ, Marta Regina; CARDOSO, Letícia Silveira; BONOW, Clarice Alves; SANT'ANNA, Cynthia Fontella; SENA, Janaina. Conhecimento clínico do enfermeiro na atenção primária à saúde: aplicação de uma matriz filosófica de análise. *Texto Contexto Enfermagem*, Florianópolis, Jan-Mar; 19(1): 17-24, 2010.

CONSELHO NACIONAL DE SECRETÁRIOS DE SAÚDE. *Atenção Primária e Promoção da Saúde*. 1ª edição. Brasília: CONASS, 2007.

ELHORST J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, vol. 26, ed. 3, p. 244-268, 2003.

ELHORST J. P. Spatial panel data models. In: Fischer MM, Getis A (eds) *Handbook of applied spatial analysis*. Springer, Berlin, Heidelberg and New York, p. 377-407, 2010 a.

ELHORST J. P. *Matlab software for spatial panels*. Paper presented at 4th World Conference of the Spatial Econometric Association, Chicago, 2010 b.

ELHORST, J. P. 'Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences', **Journal of Geographical Systems** vol. 14, p. 5–28, 2011.

FRANCO, Túlio; MERHY, Emerson. *Os processos de trabalho e a mudança do modelo tecnoassistencial em saúde*. PSF: Contradições e novos desafios.1999.10f. Dissertação (mestrado em saúde coletiva) -Universidade Estadual de Campinas, Campinas, SP, 1999.

GELFAND, A. E. e SMITH, A. F. M. 'Sampling-based approaches to calculating marginal densities', *Journal of the American Statistical Association* vol. 85 ed. 410, p. 398–409, 1990.

HSIAO, C. *Analysis of panel data*. Cambridge University Press, 2003.

JARDIM, Simone Soares Lima. *Análise do padrão especial da mortalidade infantil utilizando Geoestatística*. Dissertação de Mestrado em estatística e experimentação agropecuária, Universidade Federal de Lavras. 2011.

LESAGE, J. P. e PACE, R. K. *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Boca Raton, 2009.

MACINKO, James; GUANAIS, Frederico; SOUZA, Maria de Fatima Marinho. Evaluation of the Impact of the Family Health Program on Infant Mortality in Brazil, 1990-2002. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 60(1), 13-19, 2006.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Saúde da Família: Avaliação da implementação em dez grandes centros urbanos*. 2ª Edição atualizada, Brasília: Editora MS, 2005.

MINISTÉRIO PÚBLICO. *Programa Saúde da Família*. Estado do Rio Grande do Sul, BR. Disponível em: <<http://www.mprs.mp.br/infancia/pgn/id101.htm>>. Acesso em: dez de 2013.

PEREIRA, Martha Priscila Bezerra e BARCELLOS, Christovam. O território no programa de saúde da família. *Hygeia*. v. 2, n. 2, 2006.

RIPSA, Rede Interagencial de Informações para Saúde. *Comentário Sobre os Indicadores de Cobertura até 2006, F.13 – Cobertura Vacina*. Disponível em: <[http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/livroidb/Com2007/Com\\_F13.pdf](http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/livroidb/Com2007/Com_F13.pdf)>. Acesso em setembro 2014.

ROCHA, Jesanne Barguil Brasileiro. *O trabalho da enfermeira no Programa Saude da Família em Florianópolis (PI)*. Tese de doutorado em enfermagem. Programa de Pós-Graduação em Enfermagem (UFRJ), 2006

ROCHA, Romero; SOARES, Rodrigo. Evaluating the Impact of Community-based Health Interventions: Evidence from Brazil's Family Health Program. *Health Economics*. Wiley Online Library, v. 19, p. 126-158, mai. 2010.

RODRIGUES, Maria José; RAMIRES, Júlio César. Programa Saúde da Família: uma Perspectiva de Análise Geográfica. *Caminho da Geográfica*, Uberlândia, v. 9, n. 27, p. 45-55, set 2008.

SCALON, João Domingos; JARDIM, Simone Soares Lima; SANTOS, Gerson Rodrigues, NOGUEIRA, Denismar Alves. Análise do padrão espacial da mortalidade infantil utilizando geoestatística. *Revista Univap*, São José dos Campos-SP, v. 18, n. 32, dez.2012.

SCHIMITH, M. D.; LIMA, M. A. D. S. Acolhimento e vínculo em uma equipe do Programa Saúde da Família. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 6, p. 1487-1494, nov./dez. 2004.

SES-DF, SECRETARIA DE ESTADO DO DISTRITO FEDERAL. *Programa Saúde da Família*. Distrito Federal – BR. Disponível em <<http://www.saude.df.gov.br/sobre-a-secretaria/subsecretarias/526-programa-saude-da-familia.html>>. Acesso em: dez de 2013.

SOUZA, A. S. A interdisciplinaridade e o trabalho coletivo em saúde. *Revista de APS*, Juiz de Fora, v. 2, n. 2, p. 10-14, 2000.

**ANEXO 1: Estratégia Descritiva para algumas variáveis municipais de 1998 a 2012.**

Ano	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Taxa de mortalidade total	5,76	5,72	5,57	5,58	5,62	5,66	5,72	5,47	5,52	5,53	5,68	5,76	5,96	6,08	6,13
Taxa de mortalidade infantil menores que 1 ano	0,44	0,42	0,40	0,35	0,34	0,32	0,30	0,28	0,26	0,24	0,24	0,22	0,21	0,21	0,21
Taxa de mortalidade infantil entre 1 a 4 anos	0,07	0,07	0,06	0,63	0,58	0,58	0,53	0,47	0,46	0,42	0,40	0,38	0,36	0,34	0,33
População estimada	161,8	163,9	169,8	172,4	174,6	176,9	179,1	184,2	186,8	189,3	189,6	191,5	190,7	192,4	192,4
Leitos por mil hab.	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	3,05	3,01	3,01	2,99	2,96	2,97	2,94
Médicos por mil hab.	10,30	10,30	10,30	10,30	10,30	10,30	10,30	10,30	9,84	9,70	9,70	9,62	9,53	9,57	9,49
Municípios com agentes comunitários da saúde	3166	3809	4345	4786	5076	5143	5122	5242	5309	5265	5354	5349	5383	5404	5425
% municípios com agentes comunitários da saúde	0,57	0,68	0,78	0,85	0,91	0,92	0,91	0,94	0,95	0,94	0,96	0,96	0,96	0,97	0,97
Municípios com ESF	1134	165	2762	3682	4161	4488	4664	4986	5106	5125	5235	5251	5294	5285	5297
% municípios com ESF	0,20	0,29	0,29	0,49	0,66	0,74	0,80	0,83	0,89	0,91	0,92	0,93	0,94	0,95	0,95

Fonte: Elaboração própria.

**ANEXO 2: I de Moran para Taxa de Mortalidade de 0 a 4 anos de idade entre 1998 e 2012.**

Ano	K1	K5	K10	K15	K20	Distância In-versa	Rainha
1998	0,147***	0,142***	0,141***	0,133***	0,127***	0,085***	0,142***
1999	0,116***	0,122***	0,116***	0,106***	0,105***	0,081***	0,111***
2000	0,138***	0,131***	0,137***	0,126***	0,126***	0,088***	0,129***
2001	0,091***	0,111***	0,090***	0,107***	0,101***	0,068***	0,116***
2002	0,135***	0,143***	0,137***	0,146***	0,144***	0,093***	0,139***
2003	0,121***	0,142***	0,120***	0,131***	0,128***	0,081***	0,139***
2004	0,083***	0,107***	0,082***	0,103***	0,102***	0,065***	0,101***
2005	0,115***	0,119***	0,113***	0,124***	0,119***	0,076***	0,137***
2006	0,127***	0,108***	0,129***	0,110***	0,112***	0,064***	0,114***
2007	0,114***	0,111***	0,112***	0,118***	0,115***	0,068***	0,112***
2008	0,118***	0,117***	0,115***	0,113***	0,112***	0,061***	0,116***
2009	0,103***	0,115***	0,102***	0,118***	0,117***	0,059***	0,125***
2010	0,157***	0,111***	0,156***	0,097***	0,097***	0,050***	0,121***
2011	0,074***	0,072***	0,070***	0,087***	0,088***	0,048***	0,083***
2012	0,078***	0,067***	0,077***	0,076***	0,077***	0,040***	0,072***

Nível de significância:  $p < 0,01$ \*\*\*,  $p < 0,05$ \*\* e  $p < 0,1$ \*

Fonte: elaboração própria.

### ANEXO 3: Critérios de avaliação dos modelos testados.

Modelos	SAR		SEM		SDM		SAC	
	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
k1	784515,10	784720,40	784688,70	784894,00	783182,90*	783574,80*	784114,40	784329,00
k5	783482,60	783688,00	783983,30	784188,60	781564,90*	781956,90	781717,90	781932,50*
k10	784515,10	784720,40	784688,70	784894,00	783182,90*	783574,80*	784114,40	784329,00
k15	782066,50	782271,80	782780,70	782986,00	780185,50*	780577,40*	780465,30	780680,00
k20	781676,40	781881,80	782372,50	782577,80	779949,20*	780341,20	780113,00	780327,60*
Rainha	783560,70	783766,00	784052,60	784257,90	781427,00*	781819,00	781506,50	781721,10*

Obs: a matriz de distância inversa demorou mais de 15 dias e não convergiu na geração de resultados.

\*para os modelos com os menores critérios de informação por matriz

Fonte: Elaboração própria.

### ANEXO 4: Matriz de correlação com as variáveis dependentes e explicativas.

	Dummy de ano de adesão a ESF	Cobertura vacinal	Densidade demográfica	Médicos por mil hab.	Gestantes cadastradas na atenção básica	Taxa de mortalidade infantil	Taxa de mortalidade de 1 a 4 anos	Esperança de vida ao nascer	Coefficiente de gini	Média de anos de estudos	Proporção de domicílios com água encanada	Renda Média per capita
Dummy de ano de adesão a ESF	1											
Cobertura vacinal	0.0576	1										
Densidade demográfica	-0.0297	-0.0440	1									
Médicos por mil hab.	0.0892	0.0396	0.0604	1								
Gestantes cadastradas na atenção básica	0.3329	0.0668	-0.1357	-0.0361	1							
Taxa de mortalidade infantil	0.0568	-0.0169	-0.0171	-0.1215	0.2220	1						
Taxa de mortalidade de 1 a 4 anos	0.0137	0.0028	-0.0181	-0.0812	0.1020	0.2352	1					
Esperança de vida ao nascer	-0.1007	0.0028	0.0955	0.3324	-0.4268	-0.3006	-0.1505	1				
Coefficiente de gini	0.0887	-0.0078	0.0034	-0.1130	0.1973	0.2770	0.1682	-0.4223	1			
Média de anos de estudos	-0.1029	-0.0549	0.0568	0.2551	-0.2710	-0.2926	-0.1721	0.5748	-0.4110	1		
Proporção de domicílios com água encanada	-0.0890	0.0094	0.1016	0.2778	-0.3411	-0.2434	-0.1429	0.6682	-0.3596	0.5603	1	
Renda Média per capita	-0.1493	-0.0562	0.2069	0.4086	-0.4642	-0.2721	-0.1478	0.7577	-0.2845	0.5439	0.5839	1

Fonte: Elaboração própria.

# DETERMINANTES INDIVIDUAIS, LOCAIS E EFEITO GOTEJAMENTO NA MIGRAÇÃO MÉDICA

## 1. Introdução

No Brasil, as desigualdades regionais são refletidas nas desigualdades de acesso aos serviços de saúde. Uma forma de medir a desigualdade regional é através da relação número de médicos/habitantes que o local possui. Mesmo que a oferta total de médicos de um país apresente um alto número de médicos por mil habitantes, a distribuição desses no território tende a ser desigual de acordo com o grau de desenvolvimento das regiões.

Nas últimas décadas no Brasil, o número de universidades com escolas de medicina tem aumentado, conseqüentemente o número de estudantes também aumentou. Nota-se a evolução do número de médicos no Brasil contabilizando segundo o Conselho Federal de Medicina (CFM), em 2015, 399.692 médicos em atividade. Em 1980, haviam 1,15 médicos para cada grupo de 1.000 residentes no país. Essa razão sobe para 1,49, em 1990; para 1,71, no ano 2000; e atinge 1,95, em 2015.

Mas o que se observa é uma distribuição desigual desses profissionais. São Paulo e Rio de Janeiro concentram 46% do total dos médicos (PÓVOA *et. al.*, 2006). Entre 2002 a 2012, o total de médicos formados conseguiu suprir apenas 65% da demanda do mercado de trabalho, o déficit neste período era de 53 mil médicos (BRASIL, 2015).

Segundo o relatório da OECD (2013), a maior dificuldade do país está no baixo número de médicos e na distribuição concentrada dos profissionais. Comparativamente com os países vizinhos, o Brasil conta com um número de médicos por mil habitantes inferior à Argentina (3,9) e Uruguai (3,7) e em melhor situação que o Chile (1,6). E mantém uma relação muito inferior à média dos países da OECD que é de 3,2 médicos por mil habitantes (BRASIL, 2015).

Como política de melhoria na distribuição dos médicos, o Ministério da Saúde lançou em 2011 o Programa de Valorização Profissional da Atenção Básica, que incentiva a ida de médicos recém-formados a municípios com equipes de saúde da família incompletas devido à falta de médicos. No entanto, só 1.460 médicos demonstraram interesse nas 7.193 vagas, e apenas 460 estavam trabalhando no final 2011. Identificou-se também que 2.130 cidades, ou 38% dos municípios, apresentavam dificuldade para manter ou

expandir o Programa de Saúde da Família (PSF) devido à falta de médicos da família (CFM, 2011).

Os municípios “polos” são aqueles capazes de ofertar os melhores serviços de saúde e grande parte dos cursos de formação, por conseguinte acabam atraindo o maior número de médicos. Há possibilidades do médico morar em um município pólo e trabalhar em um município vizinho menor. Ou ainda o médico migrar para o município menor, sabendo da proximidade com o município “polo”. Essa migração para os vizinhos do município polo é o efeito gotejamento. Dessa forma, quanto maior a proximidade de um município menor com os grandes municípios ofertantes de serviços médicos maior é o benefício (atração dos médicos) advindo dessa proximidade.

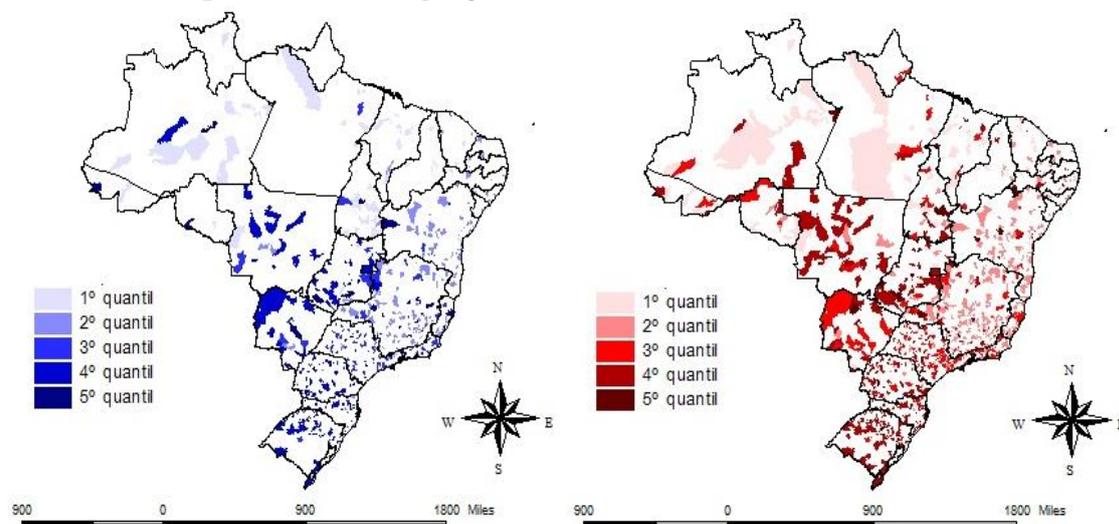
Sabendo da dificuldade dos médicos viverem sem os atrativos das metrópoles, Machado *et al.* (1997) mostraram que as escolas médicas localizadas no interior do Brasil vem atuando para fixar o profissional neste local, buscando uma melhor distribuição espacial dos médicos, ainda que estes residam nos municípios localizados ao redor das faculdades de medicina. Assim, o médico faria a migração de curta distância, sabendo que estaria próximo a região com formação de mão de obra médica, o que impactaria no efeito gotejamento.

Comparando os mapas quantitativos da figura 1, observa-se que existem mais pontos em tons vermelhos do que azuis, sugerindo uma maior dispersão da origem dos médicos e uma maior concentração do destino. Essa diferença no número de pontos avermelhados em relação aos azulados fica mais evidente nas regiões Norte e Nordeste, indicando que essas regiões repelem mão de obra médica. No Estado do Amapá não existem municípios que atraem médicos. Os municípios que atraem os médicos no Maranhão e Ceará ficam no primeiro quartil (pouco atraem os médicos). A região Nordeste apresenta as menores taxas de migração do País, com as trocas de profissionais sendo realizadas dentro da região. Minas Gerais, seguido do Rio de Janeiro e São Paulo, são estados que mais expulsam médicos, fato explicado em parte pela alta concentração de escolas médicas nesses estados. No nordeste, Pernambuco tem o maior volume de migração médica. Existem ainda municípios que expulsam e atraem médicos concomitantemente, são exemplos Niterói no Rio de Janeiro e Juiz de Fora em Minas Gerais, tais municípios são conhecidos como centros locais de formação de mão de obra médica.

Dentro deste contexto, o objetivo do artigo é analisar a migração médica identificando o efeito gotejamento nos municípios brasileiros, tanto para médicos generalistas

quanto para os médicos especialistas. Para consecução deste objetivo utiliza-se o modelo hierárquico de dois níveis, o primeiro com os dados individuais e o segundo com os dados municipais (incorporando as defasagens espaciais), controlando o efeito fixo municipal e a autocorrelação espacial. Os dados estão disponibilizados no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), Departamento de Atenção Básica (DAB) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

**Figura 1: Mapas Quantílicos dos Municípios que expulsam – emigração (em tons vermelhos), e que atraem - imigração (em tons azuis) a mão de obra médica em 2010.**



Observação: quanto mais forte o tom mais forte o fenômeno observado.

Fonte: Elaboração própria com os dados do Censo 2010.

Sabendo que as políticas de saúde no Brasil precisam ser analisadas em nível municipal, uma vez, que na década de 1990, o país passou por um processo de descentralização do SUS<sup>32</sup>, seguindo os preceitos da Lei Orgânica da Saúde (SILVA, 2007) e, face à quase inexistência de trabalhos sobre migração ou mobilidade médica em nível municipal, acredita-se que este trabalho pode contribuir na orientação de políticas públicas em favor da promoção de uma maior equidade no acesso de serviços de saúde para a população brasileira.

<sup>32</sup> Na Constituição Federal de 1988, no artigo 198 institui-se que as ações e serviços públicos de saúde devem formar parte de uma organização regionalizada e hierarquizada, e que devem constituir um sistema único. A primeira diretriz para este sistema é precisamente a descentralização, ou seja, a saúde é responsabilidade da União, dos Estados e dos Municípios conjuntamente.

Além dessa introdução, o trabalho está organizado em mais cinco seções. A segunda se refere à discussão sobre a distribuição e migração médica, seguida da apresentação da metodologia. A quarta seção descreve a base de dados. E na quinta são apresentados os resultados e, por fim, fazem-se as considerações finais.

## 2. Distribuição e Migração Médica

Não existe um modelo universalmente aceito para determinar a necessidade médica de uma região, nem um método único para estimar com precisão o número real de médicos no momento e no território, nem tampouco avaliações econométricas de programas de migração médica. Goic (1995) e Bastias (2000) citam trabalhos internacionais que atrelam o contingente de médicos aos indicadores de Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) ou renda *per capita*.

Bastias *et al* (2000) estimam o número de médicos que são incorporados no Chile a cada ano, bem como o número cumulativo dos médicos ativos até 2000. Comparando o Chile com outros países com IDH e renda *per capita* semelhantes, concluem que a situação no Chile só não é pior, devido à significativa imigração de profissionais médicos atraídos pelos altos salários. Ainda assim, o Chile continua a ter um menor número de médicos do que os países vizinhos.

Rosko e Broyles (1988) analisam a diferença do número de médicos entre os centros urbanos e rurais, e notam que essa diferença é devido à renda *per capita* nas áreas urbanas ser superior as áreas rurais. Assim, para que ocorra migração é necessário que exista uma diferença nos ganhos líquidos entre as regiões. Entretanto, os modelos de competição espacial indicam que uma grande densidade de médicos nos centros urbanos gera o efeito de “gotejamento” (*trickle-down*) de médicos para cidades vizinhas menores.

Porém quanto mais especializado for o médico, menos ele estará propenso a migrar para um município pequeno. Cooper *et al.* (1972 e 1977) e Kristiansen e Forbe (1992) destacam que médicos que fizeram graduação em áreas urbanas tendem a se localizar nestas áreas ao invés de irem para localidades periféricas.

Sobre a diferenciação entre as especialidades médicas, para Bussato *et. al.* (2009), uma maior densidade de médicos generalistas pode ser associada com maiores taxas de mortalidade. Para os autores, os municípios que buscam aumentar os cuidados

básicos com saúde devem contratar profissionais generalistas, uma vez que médicos especialistas em municípios pequenos e com problemas de atenção básica à saúde acabam atuando como generalistas.

Cooper *et al.* (1972) investigam as decisões dos médicos sobre onde praticar a medicina nos Estados Unidos. Para os autores, a maioria dos médicos que preferem as zonas urbanas não são generalistas, enquanto que uma maior proporção de médicos rurais são generalistas. Os médicos de família são a única especialidade que se distribui proporcionalmente à população em áreas rurais e urbanas. Assim, a localização do médico em área rural pode estar ameaçada pela tendência dos estudantes de medicina dos EUA optarem pelas especialidades não generalistas, apesar da prestação de cuidados de saúde primários está relacionada a melhores resultados de saúde<sup>33</sup>.

Cooper *et al.* (1977) ao analisarem os motivos da distribuição médica nos EUA identificaram um grupo de médicos de cuidados primários que tinha considerado atuar em localidades rurais, mas preferiram a localização urbana face a disponibilidade de especialistas médicos, instalações hospitalares, e acesso aos programas da escola de medicina. Segundo os autores, a solução para aumentar o número de médicos rurais seria ampliar o número de vagas do curso de medicina nas áreas rurais.

Kristiansen e Forbe (1992) estudaram 322 médicos especialistas da Noruega para identificar os fatores que fizeram os médicos se fixarem no local de trabalho, tais como: local de residência, idade e origem do cônjuge. Para os autores a probabilidade de um médico se localizar em áreas periféricas pode aumentar de menos de 10% para mais de 50% se o médico tiver treinamento de residência na periferia. Assim, levar cursos de formação médica e pós graduação para as áreas periféricas permite que os médicos especialistas fixem nessas áreas e favorece a entrada de estudantes de áreas carentes nesses cursos.

---

<sup>33</sup> Uma série de questões surgem ao pensarmos na formação médica capaz de atender os casos básicos de saúde: é possível pensarmos em um curso de saúde com duração menor voltado para os cuidados básicos com saúde, algo parecido com os paramédicos; ou ainda, os enfermeiros não conseguiriam prestar esse atendimento básico de saúde.

A partir de 2000 surgem trabalhos que começam a modelar os determinantes de escolha locacional dos médicos. Segundo Nocera e Wanzenried (2002), a questão da migração e distribuição médica pode ser analisada através de um problema de escolha locacional<sup>34</sup>.

Para McDonald e Worswick (2012), a decisão de migrar dos médicos é influenciada pelas características do cônjuge, tais como: educação, idade, anos no país para os imigrantes, dentre outras<sup>35</sup>.

Basu e Rajbhandary (2006) ao estimarem os fatores que contribuem para a decisão do médico se mover entre diferentes províncias do Canadá identificaram que médicos especialistas são mais propensos a mudar do que médicos generalistas. Dentre os especialistas, os cirúrgicos são mais propensos que os demais. Além disso, os jovens migram mais e os médicos migrantes se especializam primeiro.

Póvoa (2004) analisa os determinantes da desigualdade da distribuição médica entre os estados brasileiros utilizando dados das PNADS 1997-1999 e 2001, por intermédio de um modelo *probit* que diferencia médicos naturais e não naturais<sup>36</sup>. Para o autor, os médicos tendem a atuar nas áreas onde se graduaram ou em áreas com características semelhantes.

Pinto, Menezes e Rocha (2016) buscam compreender a localização dos médicos nos municípios brasileiros utilizando os dados do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) de 2010. Usando o instrumental da econometria espacial, observam que o tamanho da população do município, a renda *per capita*, a infraestrutura para a prática médica e a presença de faculdades de medicina são fatores explicativos da concentração médica nos municípios. Os resultados são os mesmos para médicos especialistas e generalistas.

---

<sup>34</sup>Existem ainda trabalhos preocupados com a qualidade dos serviços prestados pelos médicos e os ganhos monetários dos médicos mais eficientes (DORMONT e SANSAN, 2008 e FORTIN *et. al*, 2008). Esses contemplam regiões no Canadá e na França que já possuem uma distribuição mais equitativa da mão de obra médica. Os resultados sugerem que os ganhos dos médicos variam com a sua eficiência no atendimento; regiões com um baixo número de médicos conseguem atender pacientes satisfatoriamente se os médicos forem eficientes e médicos mais velhos (da década de oitenta, por exemplo) tendem a ser menos eficientes e por isso recebem menos.

<sup>35</sup>Jacobsen e Levin (1997 e 2000) e Pixley (2008) evidenciam que as decisões de migração baseiam-se nos ganhos de bem-estar líquido da família realocada.

<sup>36</sup>O autor não acompanha o indivíduo na base *pooled cross section*, desconsidera as características não observadas, não testa a possível autocorrelação espacial e não diferencia os médicos em generalistas e especialistas.

O quadro 1 traz um resumo dos principais trabalhos que usam ferramentas econométricas para determinar fatores da distribuição médica.

Verifica-se que existem trabalhos que não tratam a heterogeneidade de efeitos não observados (NOCERA e WANZENRIED, 2002; PÓVOA, 2004; BASU e RAJBHANDARY, 2006; PINTO, MENEZES e ROCHA, 2016), que não tratam a possível autocorrelação espacial (NOCERA e WANZENRIED, 2002; BASU e RAJBHANDARY, 2006; MCDONALD e WORSWICK, 2012) e que não diferenciam os médicos entre generalistas e especialistas (PÓVOA *et. al.*, 2006; KUHN e OCHSEN, 2009; MCDONALD e WORSWICK, 2012).

A decisão de migrar do médico depende das perspectivas de aperfeiçoamento disponíveis na região, oferecidas, principalmente, pela presença de faculdades de medicina e de programas de residência médica (PÓVOA, 2004; BASU e RAJBHANDARY, 2006, PINTO, MENEZES e ROCHA, 2016). As características específicas dos indivíduos como idade, estado civil ou gênero também influenciam a decisão de migração (NOCERA e WANZENRIED, 2002; PÓVOA, 2004; KUHN e OCHSEN, 2009; MCDONALD e WORSWICK, 2012). Deve-se considerar que a mudança de localidade é uma forma de investimento e, quanto mais jovem é o indivíduo, mais tempo ele poderá usufruir os benefícios de uma mudança. Logo, indivíduos mais jovens são mais propensos a mudar (PÓVOA, 2004; BASU e RAJBHANDARY, 2006). Outra característica importante é o estado civil do indivíduo, pois, quando este possui um cônjuge, a decisão de mudar considera também as preferências e as perspectivas profissionais do parceiro (KUHN e OCHSEN, 2009, MCDONALD e WORSWICK, 2012). Além disso, homens costumam migrar mais (PÓVOA, 2004; MCDONALD e WORSWICK, 2012).

Esse artigo busca contribuir com a literatura de migração/distribuição da mão de obra médica considerando as lacunas na modelagem econométrica dos trabalhos. Além disso, calcula-se o efeito gotejamento, através da migração médica para o entorno dos municípios que mais atraem a mão de obra médica. O modelo *logit* hierárquico espacial se preocupa com o tratamento da heterogeneidade dos efeitos fixos municipais e efeitos espaciais. O trabalho diferencia os médicos em especialistas e generalistas, incorporando simultaneamente todos os condicionantes apontados na literatura como importantes na decisão de migração/localização do médico.

**Quadro 1: Síntese dos Trabalhos com Aplicação Econométrica sobre Migração e Distribuição Médica.**

Autores	Objetivo	Modelagem/ Método	Variáveis Individuais	Variáveis Locais	Diferencia generalistas especialistas	Trata efei- tos não ob- servados	Trata a de- pendência es- pacial	Conclusão
Nocera e Wanzenried (2002)	Analisa a distribuição geográfica de médicos na Suíça entre 1960 e 1998	Modelo de localização dinâmica	Idade, sexo	População, médicos por mil hab. e PIB <i>per capita</i> .	Sim	Não	Não	Novos médicos devem evitar áreas com alta densidade médica. Os serviços de especialistas às vezes podem ser substituídos por serviços fornecidos por generalistas. Distribuição geográfica desigual dos médicos reflete falha de mercado.
Póvoa (2004)	Analisa a desigualdade na distribuição dos médicos nos estados brasileiros com dados da PNAD (1997-1999 e 2001)	Modelo <i>probit</i> (médicos naturais e não naturais). <i>Pooled cross section</i> .	Sexo, estado civil, trabalha para o governo, condição no domicílio, parceiro conterrâneo, idade e n° componentes na família	População, médicos por mil hab., leitos por mil hab., residentes e PIB <i>per capita</i> .	Não	Não	Sim	Para atração dos médicos é necessário à ampliação e a melhora das faculdades de medicina e dos cursos de residência médica.
Basu e Rajbhandary (2006)	Busca os determinantes da migração médica no Canadá entre 1974 a 2002	Modelo de risco de tempo discreto. Acompanha o mesmo indivíduo.	Idade	População, médicos por mil hab. e PIB <i>per capita</i> .	Sim	Não	Não	Médicos especialistas se movem mais do que os generalistas. Os jovens migram mais e os generalistas migram para se especializar
Kuhn e Ochsen (2009)	Determinantes de abastecimento médico regional na Alemanha entre 1995 a 2004	Regressões simples adicionando controle regionais e temporais	Idade, cônjuge, filhos	População, médicos por mil hab. e PIB <i>per capita</i> .	Não	Sim	Sim	A migração está condicionada com a idade média da população local indicando a idade média como preditor de demanda futura.
McDonald e Worswick (2012)	Decisão de imigrar e características dos médicos nas províncias canadenses em 1991, 1996, 2001 e 2006	Modelo hierárquico com <i>probit</i> (médico migrou ou não nos últimos 5 anos)	Idade, estado civil, número de filhos, anos de estudo, sexo, idade, educação, trabalho do cônjuge	População, médicos por mil hab. e PIB <i>per capita</i> .	Não	Sim	Não	A decisão de migrar é uma decisão da família e as características do cônjuge
Pinto, Menezes e Rocha (2016)	Investiga os fatores determinantes da aglomeração médica nos municípios utilizando dados do CNES 2010	Modelos de econometria espacial e cadeia de <i>Markov</i>	-	Leitos, equipamentos, hospitais, População, faculdades de medicina, renda, taxa de envelhecimento, coeficiente de Gini.	Sim	Não	Sim	Tamanho da população, renda <i>per capita</i> , infraestrutura médica e presença de faculdades de medicina explicam a concentração médica. Aglomeração influencia a distribuição dos médicos

Fonte: Elaboração Própria.

### 3. Estratégia Empírica

Para verificar a existência do efeito gotejamento, utiliza-se o modelo *logit* hierárquico de dois níveis: o primeiro, com informações dos médicos e seus resultados podem ser representados como função de um conjunto de características individuais; e o segundo com os dados dos municípios. A variável dependente é um *logit* com 0 para médicos locais e 1 para médicos não locais. O controle espacial ocorre no segundo nível com a incorporação das defasagens espaciais das variáveis municipais.

A metodologia admite violação da hipótese de termos de erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d), produto da dependência entre os indivíduos do mesmo município. Ademais, permite evitar o problema das falácias ecológica e atomística (RAUDENBUSH e BRYK, 2002). A falácia ecológica ocorre ao interpretar dados agregados em nível individual, confundindo efeito individual com efeito agregado. Incorre-se em falácia atomística ao extrair conclusões em nível hierárquico agregado baseadas em análise efetuada no nível individual (HOX, 2002).

Goldstein (1995) afirma que a modelagem que explicita cada nível hierárquico traz ganhos do ponto de vista estatístico. Uma vez que a estrutura de erro é particionada para cada nível hierárquico, os erros-padrão podem ser estimados mais precisamente, levando a estimativas mais eficientes dos coeficientes, possibilitando a construção de teste de significância mais robustos.

Ainda é possível controlar a heterogeneidade nos coeficientes de intercepto e inclinação; uma vez que as variáveis independentes do segundo nível, bem como os termos de erro aleatórios, podem influenciar o valor dos coeficientes estimados no primeiro nível. Desta maneira, os coeficientes do primeiro nível tornam-se variáveis devido ao aninhamento dos coeficientes.

A análise hierárquica permite também introduzir variáveis de contexto e de interação de nível cruzado, isto é, a influência das variáveis independentes do segundo nível sobre a variável dependente especificada no primeiro nível hierárquico. A estimação compreende três tipos de parâmetros: os coeficientes fixos, os coeficientes aleatórios e os componentes de variância-covariância.

Ao se ter como dependente variáveis de respostas dicotômicas, os modelos hierárquicos lineares não são indicados, por causa da não-normalidade no erro do primeiro nível e a sua variância ser heterogênea. Ainda, o valor predito (*predicted*) da variável

dicotômica, pode ser observado como a probabilidade do evento ocorrer entre 0 e 1. Sabe-se que os modelos multiníveis lineares não restringem o resultado nesse intervalo, podendo atingir qualquer valor real. Para tratar essa questão utiliza-se o modelo *logit* hierárquico; no qual o valor predito é convertido em chance do médico migrar (*log-odds*), como na equação (1):

$$n_{ij} = \log\left(\frac{\pi_{ij}}{1-\pi_{ij}}\right) \quad (1)$$

Onde  $n_{ij}$  é o logaritmo da chance de migração para o indivíduo  $i$ , e  $\pi_{ij}$  a probabilidade de migração do médico  $i$ .

Inicialmente, deve-se estimar o modelo nulo para verificar se a inclusão de um nível hierárquico representa ganhos em relação ao modelo de nível único. O modelo nulo pode ser representado pela equação (2):

$$n_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

Seguindo a orientação de Raudenbusch e Bryk (2002), usam-se os dados mais desagregados no primeiro nível e no segundo nível as observações mais agregadas. Assim,  $i = 1 \dots N$  representam os dados individuais, dos médicos;  $j = 1 \dots J$  são as unidades do nível 2, municípios,  $\beta_{0j}$  é o resultado médio do  $j$ -ésimo município,  $\varepsilon_{ij}$  é o efeito aleatório do nível 1.

O intercepto é modelado no segundo nível como na equação (3).

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \text{ com } u_{0j} \sim N(0, \tau_{00}) \quad (3)$$

Em que  $\gamma_{00}$  representa a média do resultado para os médicos e  $u_{0j}$  é o efeito aleatório do nível 2. Assume-se que  $\varepsilon_{ij}$  e  $u_{0j}$  são independentes e seguem uma distribuição normal com média zero e variâncias constantes,  $\sigma_{u_0}^2$  (variabilidade intragrupo) e  $\sigma_{\varepsilon}^2$  (variabilidade intergrupos), respectivamente.

A variância da variável dependente é formada por dois componentes, a saber, o componente intragrupo (primeiro nível) e o intergrupo (segundo nível). É possível obter a correlação intragrupo como em (4)

$$\rho = \frac{\sigma_{u_0}^2}{\sigma_{u_0}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2} \quad (4)$$

Em um segundo momento deve-se estimar o modelo com as variáveis do primeiro nível para testar a variabilidade associada a este nível; acrescentando as variáveis explicativas dos médicos, como em (5).

$$n_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

os subscritos  $i$  e  $j$  indicam médicos e municípios.  $\beta_{0j}$  representa o intercepto;  $\beta_{1j}, \beta_{2j}$  são os parâmetros a serem estimados no modelo;  $\varepsilon_{ij}$ , o termo de erro aleatório;  $X_{1ij}, X_{2ij}$  denotam as variáveis do primeiro nível. A inclusão de um segundo nível se justifica para ajudar a explicar a variabilidade do modelo.

Ao verificar que a variância é significativa e diferente de zero, acrescentam-se as variáveis explicativas correspondentes ao intercepto, tornando o modelo condicional. A significância destas variáveis indica que a probabilidade média do médico migrar difere entre os municípios (6).

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} \sum_{s=1}^7 \gamma_{0s} Z_{sj} + u_{0j} \quad (6)$$

Em que  $Z_{1j}$  representam as variáveis do segundo nível.

Ao se incluir uma variável municipal por vez observa-se quanto cada variável contribui para a redução da variabilidade não condicional associada ao intercepto do nível 1. Como na formula (7):

$$\text{Percentual da variância explicada} = \frac{\hat{\tau}(\text{não condicional}) - \hat{\tau}(\text{condicional})}{\hat{\tau}(\text{não condicional})} \quad (7)^{37}$$

Para inserir a modelagem espacial na equação estrutural, admitindo que os efeitos espaciais manifestam-se através do processo autorregressivo de defasagem espacial da variável dependente é necessário assumir que  $Wy$  é uma variável endógena, cujo modelo deve ser estimado pelo método da máxima verossimilhança ou variáveis instrumentais. Morenoff (2003) ao estimar o modelo hierárquico linear propõe inserir a defasagem espacial das variáveis independentes no segundo nível do modelo hierárquico,  $WX$ , entretanto esta alternativa não controla a dependência espacial para as variáveis não observadas; apenas para as observadas<sup>38</sup>. Além disso, as defasagens espaciais ( $WX$ ) controlam transbordamentos locais e não os transbordamentos globais (que afetariam praticamente todas as regiões, mesmo com impacto decrescente à medida que a proximidade entre os municípios diminui).

---

<sup>37</sup> O percentual da variância explicada pode ser calculado, multiplicando o índice de redução proporcional da variância por 100. Sendo possível obter a porcentagem da variância do intercepto do modelo nulo explicada pela inclusão de variáveis no segundo nível

<sup>38</sup> Para atestar a autocorrelação espacial global utiliza-se a estatística  $I$  de Moran, com hipótese nula de aleatoriedade espacial. A autocorrelação espacial positiva dita similaridade entre os municípios. Por outro lado, a autocorrelação espacial negativa indica dissimilaridade entre os valores das variáveis espaciais dos municípios.

A metodologia espacial consiste em três passos: i) obtêm-se os resíduos do segundo nível do modelo hierárquico não-condicional – quando não são incluídas variáveis do segundo nível – estes termos são da equação do modelo nulo; ii) aplicam-se os testes econométricos espaciais nesses resíduos para saber se existe processo de dependência espacial; iii) estima-se o modelo hierárquico-espacial com a inclusão, no nível 2, da defasagem espacial das variáveis municipais que possuem autocorrelação espacial.

A inclusão no segundo nível das variáveis explicativas defasadas espacialmente ( $WX$ ) com o intuito de controlar a autocorrelação espacial permite observar o efeito de gotejamento, através da defasagem espacial do número de médicos por mil habitantes. Espera-se que os médicos migrem para municípios com vizinhos com alta densidade médica. Tal efeito também pode ser captado nas defasagens espaciais das variáveis número de vagas nas faculdades de medicina e concluintes do curso de medicina.

#### **4. Banco de Dados**

O banco de dados é majoritariamente retirado dos microdados do Censo 2010, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utiliza-se o universo de médicos, incluindo aqueles que migraram nos últimos 5 anos. Na confecção da variável dependente utilizam-se dois tipos de dados: o local de residência atual e o local de residência onde o médico morava a 5 anos atrás, para captar os médicos que migraram. Assume-se zero o médico que não migrou (o código do município atual, em 2010, é o mesmo do município de 5 anos atrás, 2005), e o médico que migrou (o código do município atual difere do código do município de 5 anos anteriores – julho de 2005).

Do Censo 2010 foram retiradas as variáveis referentes às características individuais dos médicos (sexo, estado civil, raça, salário, condição no domicílio, idade, número de componentes da família) que compõem o nível 1 do modelo. E as variáveis municipais (população, PIB *per capita*, média de anos de estudo, taxa de urbanização, esperança de vida ao nascer, taxa de envelhecimento, taxa de mortalidade total, taxa de mortalidade infantil, distância da capital estadual, densidade demográfica, coeficiente de gini, domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário, domicílios com energia elétrica, domicílios com coleta de lixo e beneficiários do bolsa família) que compõem o nível 2. Por fim, o Censo 2010 permite distinguir os médicos generalistas e especialistas. O quadro 2 mostra as variáveis que são utilizadas no nível 1 e 2 e o que elas representam.

**Quadro 2: Variáveis testadas no Modelo.**

<b>Nível 1: Características do indivíduo</b>	
Dependente (migração)	<i>Dummy</i> com 0 para os não migrantes e 1 para aqueles que migram nos últimos 5 anos
Sexo	<i>Dummy</i> com 0 para mulheres e 1 para homens
Estado Civil	<i>Dummy</i> com 0 para solteiros e 1 para casados
Raça	<i>Dummy</i> com 1 para brancos e 0 para os demais
Salário	Salário do médico em salários mínimos em 2010.
Condição no domicílio	Indivíduos que são responsáveis pelo domicílio
Idade	Indivíduos jovens migram mais
Número de componentes da família	Quanto maior o número de componentes, maior o custo de uma mudança
<b>Nível 2: Características do Município</b>	
Leitos por mil habitantes	Número de leitos por 1000 habitantes
Médicos por mil habitantes	Número de médicos por 1000 habitantes
Cobertura vacinal	Proporção de pessoas vacinadas
Vagas nas faculdades de medicina	Número de vagas na faculdade de medicina por 1000 habitantes
Concluintes do curso de medicina	Número de concluintes do curso de medicina por 1000 habitantes
Renda média <i>per capita</i>	Renda total dividida pela população (valores de 2010)
Taxa de urbanização	Razão entre a população residente na área urbana e a população total multiplicado por 100
Esperança de vida ao nascer	Número médio de anos que as pessoas deverão viver a partir do nascimento
Taxa de envelhecimento	Razão entre a população de 65 anos ou mais de idade e a população total multiplicado por 100
Média de anos de estudo	Média de anos de estudo para maiores de 18 anos de idade
Taxa de mortalidade total	Número total de mortes por local de residência por 100000 habitantes
Taxa de mortalidade infantil	Número de mortes de 0 a 4 anos por local de residência por 100000 habitantes
Distância da capital	Distância entre a capital do Estado e o município
Densidade Demográfica	População total/ área geográfica
Domicílios sem abastecimento de água e esgotamento sanitário	% de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados
Domicílios com energia elétrica	% da população em domicílios com energia elétrica
Domicílios com coleta de lixo	% da população em domicílios com coleta de lixo
Beneficiários do Bolsa família	Número de beneficiários do bolsa família por 1000 hab.
Coefficiente de Gini	Medida de desigualdade de renda
WX	Defasagem espacial das variáveis explicativas

Fonte: Elaboração própria.

O número de leitos por mil habitantes, número de médicos por mil habitantes e a cobertura vacinal, que servem como indicador para a capacidade de atendimento de saúde no município, foi retirado do Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde (CNES).

O número de vagas e concluintes no curso de medicina por mil habitantes, serve para indicar a possibilidade de aperfeiçoamento dos médicos no município, está disponibilizado pelo Sistema de Indicadores das Graduações em Saúde (SIGRAS).

Existe a possibilidade de se incluir no segundo nível as variáveis explicativas defasadas espacialmente ( $WX$ ) com o intuito de controlar a autocorrelação espacial. Essa incorporação nos permite observar o efeito de gotejamento, através da defasagem espacial do número de médicos por mil habitantes. Espera-se que os médicos migrem para municípios com vizinhos com alta densidade médica.

#### 4.1. Estatística Descritiva

As tabelas 1 e 2 mostram a estatística descritiva (média, desvio padrão, mínimo e máximo) para os 20.280 médicos (variáveis individuais - nível 1) e 5.565 municípios brasileiros (variáveis de contexto - nível 2). Não se observa a presença de *missings*, ou seja, existem dados de todas as variáveis para todos os municípios em 2010.

**Tabela 1: Análise descritiva das variáveis individuais (1° nível).**

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Migrou	0,24	0,43	0,00	1,00
Idade	44,79	12,97	23,00	97,00
Componentes na família	3,12	1,31	1,00	13,00
Renda total	15,042	18,815	0,00	98,03
Especialista	0,30	0,46	0,00	1,00
Sexo	0,62	0,48	0,00	1,00
Raça	0,83	0,38	0,00	1,00
Estado civil	0,61	0,49	0,00	1,00
Responsável pelo domicílio	0,60	0,49	0,00	1,00

Fonte: Elaboração própria.

Em média, os médicos possuem em torno dos 45 anos, trabalham em mais de um emprego (aproximadamente 43 horas semanais), residem em domicílios com 3 pessoas, possuem renda de 15,042 salários mínimos, 62% são homens, 83% brancos, 61% casados, 60% são responsáveis pelo domicílio em que residem, 99% residem em áreas urbanas, 30% dos médicos são especialistas e 24% dos médicos migraram nos últimos 5 anos.

Em média, os municípios brasileiros possuem 1,886 médicos por mil habitantes e 0,111 vagas nas faculdades de medicina com 2,422 leitos, com 79% de cobertura vacinal e esperança de vida ao nascer de 73 anos. São municípios em sua maioria urbanos (63,82%) com domicílios com energia elétrica (97%), coleta de lixo (94%) e acesso a água e esgotamento sanitário (91%), densos (108,194) e distantes da capital (253,198 km)

com renda média *per capita* de 493,00 reais, com média de 9,43 anos de estudos e coeficiente de Gini igual a 0,49.

**Tabela 2: Análise descritiva das variáveis municipais (2º nível).**

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Médicos por mil habitantes	1,886	4,241	2,022	4,933
Vagas em medicina por mil hab.	0,111	2,763	0	175,250
Concluintes em medicina por mil hab.	0,108	2,949	0	180,450
Leitos por mil habitantes	2,422	2,466	0	61,1630
Cobertura Vacinal	79,098	10,723	0	182,370
Esperança de vida ao nascer	73,089	2,680	65,3	78,640
Mortalidade Infantil	20,090	18,724	0	317,662
Mortalidade Total	583,746	182,277	71,098	1484,018
Domicílios com coleta de lixo	94,047	11,049	0	100
Domicílios sem água e esgotamento sanitário	9,201	12,839	0	85,36
Domicílios com energia elétrica	97,189	6,024	27,41	100
Distância da capital	253,198	1,636,816	0	1476,277
Densidade Demográfica	108,194	572,418	0,131	13030,480
Beneficiários da Bolsa família por mil hab.	94,597	49,513	0	238,314
Média de anos de estudos	9,463	1,098	4,34	12,830
Taxa de urbanização	63,826	22,041	4,178	100
Renda média <i>per capita</i>	493,605	243,269	96,25	2043,740
Coeficiente de Gini	0,494	0,066	0,28	0,80

Fonte: Elaboração própria.

## 5. Resultados

Na estimação do modelo nulo (tabela 3), averigua-se que a hipótese nula de intercepto aleatório é rejeitada, uma vez que as variâncias contextuais são significativas e diferentes de zero; assim os municípios brasileiros apresentam probabilidades da atração de médicos distintas.

Constata-se o percentual da variância explicada de 70,36 no primeiro nível, maior do que no modelo nulo (48,41). Dessa forma, a inclusão das variáveis das características dos médicos melhora a explicação do modelo, Ao se incluir as variáveis do segundo nível, observa-se o aumento do percentual da variância explicada para 75,90, justificando a inclusão do segundo nível do modelo hierárquico.

O intercepto se mostra altamente significativo e em modulo maior com a inclusão das variáveis do primeiro e do segundo nível. Quando se avalia o modelo nulo o coeficiente do intercepto se mostra negativo.

O número de médicos por mil habitantes apresenta coeficiente significativo a 1% e negativo (0,023), indicando que uma concentração maior de médicos diminui a propensão do médico migrar para aquele município. Segundo Póvoa (2004) ao analisar os estados brasileiros os médicos tendem a migrar para regiões com carência de médicos.

**Tabela 3: Resultados do Modelo Logit Hierárquico para migração médica, 2010.**

Componente fixo	Nulo (1)	Primeiro Nível (2)	Segundo Nível (3)
Intercepto	-0,718*** (0,028)	2,957*** (0,140)	4,642*** (1,759)
Vagas em medicina por mil hab.			-0,027 (0,035)
Esperança de vida ao nascer			-0,010 (0,022)
Renda média <i>per capita</i>			0,000 (0,000)
Coefficiente de Gini			2,030*** (0,633)
Densidade Demográfica			-0,000** (0,000)
Médicos por mil hab.			-0,023*** (0,007)
Leitos por mil hab.			-0,069*** (0,016)
Taxa de urbanização			-0,012*** (0,002)
Idade		-0,067*** (0,002)	-0,075*** (0,001)
Renda total		0,003** (0,001)	0,003*** (0,001)
Componentes na família		-0,303*** (0,018)	-0,339*** (0,013)
Especialista		-0,036 (0,031)	-0,011 (0,038)
Raça		-0,005 (0,046)	0,056 (0,048)
Sexo		0,095*** (0,029)	0,102*** (0,036)
Estado civil		0,267*** (0,038)	0,310*** (0,038)
Componente aleatório	0,695***	0,677***	0,838***
% da variância explicada	48,41	70,36	75,90
Número de observações (nível 1)		20280	
Número de observações (nível 2)		2297	
Presença da Autocorrelação espacial		Sim	

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%

Fonte: elaboração própria.

A variável número de leitos por mil habitantes se mostra significativa a 1% e negativa. Essa variável denota a infraestrutura hospitalar do município. Portanto, quanto maior o número de leitos menor a probabilidade de migração médica para o município. Segundo Pinto *et. al.* (2016), as regiões com maior número de leitos se confundem com

as com maior número de médicos, por isso as duas variáveis devem apresentar o mesmo comportamento.

O anexo 1 mostra a estatística global *I* de Moran das variáveis municipais no segundo nível. Observa-se que todas possuem resultados positivos e significativos. Ou seja, os municípios com um elevado valor no número de médicos por mil habitantes são circundados por municípios com um número de médicos elevado. Na avaliação do *I* de Moran usa-se a matriz do tipo rainha, que considera todos os municípios que fazem divisa com o município<sup>39</sup> (limítrofes).

Seguindo as orientações de Morenoff (2003), realiza-se o teste de autocorrelação espacial dos resíduos do modelo com a incorporação do segundo nível (anexo 1). O teste do *I* de Moran se mostra altamente significativo e positivo. Logo, deve-se acrescentar no segundo nível as variáveis defasadas dos dados municipais afim de controlar a autocorrelação espacial.

A tabela 4 reporta os resultados do modelo logit hierárquico espacial para o total de médicos (4), os generalistas (5) e os especialistas (6). Os coeficientes dos interceptos têm valores positivos, significativos e maior do que no modelo sem a inclusão das variáveis espaciais no segundo nível (TABELA 3). Assim a inclusão das defasagens espaciais das variáveis municipais no segundo nível melhoram a explicação do intercepto. Fato corroborado pelo aumento da variância explicada para 78,33 para o total de médicos.

Ao analisar o resultado diferenciando os médicos em generalistas e especialistas, observa-se a perda de significância do intercepto, indicando que o conjunto de variáveis do segundo nível explicam menos a migração médica quando se separa os médicos em generalistas e especialistas.

As características individuais que aumentam a probabilidade dos médicos migrarem são: i) mais jovem, ii) maior a renda total, iii) menor o número de componentes na família, iv) homens, v) casados, vi) no caso dos médicos especialistas, não ser branco diminui a probabilidade de migração.

---

<sup>39</sup> Testou-se outras matrizes como sugerido por Baumol (2004), com a estatística *I* de Moran utilizando as matrizes de *K* vizinhos (*K*<sub>1</sub>, *k*<sub>2</sub>, ..., *K*<sub>20</sub>) e as matrizes de contiguidades (torre e rainha).

As características municipais que atraem a mão de obra médica são: i) maior coeficiente de gini (mais desigual a distribuição de renda), ii) menor densidade demográfica, iii) menor número de leitos (variável não significativa para os médicos especialistas), iv) menor a taxa de urbanização.

**Tabela 4: Resultados do Modelo Logit Hierárquico Espacial para migração médica, para os médicos generalistas e especialista em 2010.**

Componente fixo	Total (4)	Generalistas (5)	Especialistas (6)
Intercepto	5,147*** (1,813)	4.875* (1,813)	5.777* (3,442)
Vagas em medicina por mil hab.	-0,033 (0,032)	-0.004 (0,027)	-0.036 (0,033)
Esperança de vida ao nascer	-0,008 (0,023)	0.018 (0,026)	-0.017 (0,045)
Renda média <i>per capita</i>	-0,000 (0,000)	-0.000 (0,000)	0.000 (0,000)
Coefficiente de Gini	2,045* (0,960)	2.150* (0,960)	1.073 (1,537)
Densidade Demográfica	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)
Médicos por mil hab.	-0,008 (0,008)	-0.007 (0,009)	-0.011 (0,010)
Leitos por mil hab.	-0,066*** (0,015)	-0.091*** (0,020)	-0.014 (0,025)
Taxa de urbanização	-0,012*** (0,002)	-0.015*** (0,002)	-0.015*** (0,005)
W (Vagas em medicina por mil hab.)	0,026 (0,031)	0.009 (0,041)	0.011 (0,043)
W (Esperança de vida ao nascer)	-0,037 (0,009)	-0,030*** (0,010)	-0.036*** (0,011)
W (Renda média <i>per capita</i> )	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)
W (Gini)	3,618*** (0,975)	2.228*** (1,055)	4.490*** (1,564)
W (Densidade Demográfica)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
W (Médicos por mil hab.)	-0,050*** (0,015)	-0,059*** (0,017)	0.012 (0,025)
W (Leitos por mil hab.)	0,014 (0,030)	0.053 (0,036)	-0.123** (0,044)
W (Taxa de urbanização)	0,001 (0,002)	0.003 (0,003)	-0.006 (0,004)
Idade	-0,007*** (0,003)	-0.080*** (0,003)	-0.086*** (0,003)
Renda total	0,003* (0,001)	0.004*** (0,002)	0.006*** (0,002)
Componentes na família	-0,344*** (0,024)	-0.373*** (0,045)	-0.337*** (0,044)
Especialista	-0,014 (0,003)		
Raça	0,054 (0,053)	-0.007 (0,024)	-0.081* (0,044)
Sexo	0,107*** (0,034)	-0.114*** (0,046)	-0.081 (0,066)

Estado civil	0,321*** (0,043)	0.071*** (0,002)	0.055* (0,031)
Componente aleatório	0,662***	0,650***	0,659***
% da variância explicada	78,33	77,89	78,11

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%

Fonte: elaboração própria.

Considerando as variáveis espaciais, a probabilidade do médico migrar aumenta quando: i) menor a média de esperança de vida ao nascer dos vizinhos, ii) maior a média da renda *per capita* dos vizinhos, iii) maior a média do coeficiente de gini dos vizinhos, iv) menor a média do número de leitos dos vizinhos para médicos especialistas.

A defasagem espacial do número de médicos por mil habitantes resgata a ideia do gotejamento, em que municípios atraentes de mão de obra médica são circundados por municípios que se beneficiariam da proximidade ao atraírem médicos. Porém, verifica-se que a alta concentração de médicos na região é um fator não atraente da mão de obra médica (-0,050), ou seja, os médicos preferem migrar para municípios com baixa concentração de médicos. A autocorrelação espacial negativa indica que os médicos buscam uma maior dispersão pelos municípios brasileiros.

A defasagem espacial do número de médicos por mil habitantes não é significativa para a migração dos especialistas. Dessa forma, não existe gotejamento de médicos especialistas nos municípios brasileiros. Enquanto os médicos generalistas buscam a desconcentração, migrando para municípios circundados por municípios com baixa concentração de mão de obra médica. Este resultado é positivo para a redução das desigualdades regionais, uma vez que os generalistas migram para regiões em se fazem necessários para o atendimento básico da população. Os médicos generalistas tendem a migrar para municípios menos urbanizados, com menor renda, menor número de leitos e menor densidade demográfica.

A defasagem espacial do número de leitos por mil habitantes é significativa apenas para a migração médica dos especialistas sendo altamente significativa e negativa, desse modo quanto maior a média de leitos nos municípios vizinhos menor a probabilidade do médico migrar para aquele município.

## 6. Conclusão

O artigo analisou a migração médica e o efeito gotejamento nos municípios brasileiros no ano de 2010 usando um modelo *logit* hierárquico espacial que propiciou utilizar variáveis individuais e variáveis municipais, além de controlar o efeito fixo municipal e a autocorrelação espacial, diferenciando médicos generalistas e especialistas.

A inclusão das variáveis municipais e das defasagens espaciais aumentaram a variância explicada do intercepto confirmando a importância da inclusão do segundo nível e da incorporação da análise espacial para análise da migração do total de médico, dos generalistas e especialistas.

A análise espacial reforça a necessidade do controle da autocorrelação espacial. Verifica-se a inexistência do efeito de gotejamento para migração médica tanto de generalistas (que estão dispersos pelos municípios aleatoriamente) quanto de especialista nos municípios brasileiros. Consta-se que os médicos generalistas migram para municípios circundados por vizinhos com baixa concentração de médicos. Sendo assim, os generalistas buscam regiões com carência de mão de obra médica. Regiões essas marcadas pela falta de infraestrutura como baixo número de leitos, fraca urbanização e menor densidade demográfica.

Como os dados são do ano de 2010, não se constata o papel do Programa Mais Médicos (PMM), implantado em 2013, que busca levar médicos nacionais e estrangeiros para os municípios e distritos indígenas carentes da mão de obra médica com o objetivo de ampliar o atendimento básico de saúde e a Estratégia Saúde da família, através da prevenção de doenças. Além disso a não observância do local de trabalho do médico, uma vez que o médico pode morar em um município e trabalhar nos vizinhos pode ser responsável pela inexistência do efeito gotejamento. Assim como trabalhos futuro sugere-se a incorporação de ambas as considerações.

## **Referências**

BASTIAS, G. S. et al. Número de médicos en Chile: estimaciones, proyecciones y comparación internacional. *Revista Medica de Chile*. Santiago, v. 128, n°. 10, oct, 2000.

BASU, K; RAJBHANDARY, S. Interprovincial migration of physicians in Canada: what are the determinants? *Health Policy*. v. 76, p. 186-193, 2006.

- BAUMONT, C. *Spatial Effects in Housing Price Models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* Mimeo, U, Bourgogne, 2004.
- BOTEGA, L. A. *Distribuição Espacial das Internações Hospitalares Realizadas pelo Sistema Único de Saúde (SUS) em Minas Gerais, 2002: deslocamentos populacionais e tipos de procedimentos.* Dissertação de mestrado: UFMG/CEDEPLAR, 2005.
- BRASIL. Ministério da Saúde, Secretaria de Gestão do Trabalho e da Educação na Saúde, *Programa mais médicos – dois anos: mais saúde para os brasileiros.* Ministério da Saúde, Secretaria de Gestão do Trabalho e da Educação na Saúde – Brasília: Ministério da Saúde, 128 p., 2015.
- BUSATO, A.; MATTER, P.; KUENZI, B. Primary care physician supply and other key determinants of health care utilisation: The case of Switzerland. *BMC Health Serv Res.* v. 9, p. 1-9, 2009.
- CAMERON, A. C. e TRIVEDI, P. K. *Microeconomics: methods and applications,* Cambridge University Press, Cambridge, 2005.
- CHAGAS, A, S. ALMEIDA, A. N. e AZZONI, C. R. *Sugar Cane Burning and Human Health: An Analysis Using Spatial Difference in Difference.* Annals of 36th Brazilian Econometric Society Meeting. Natal, 2014.
- CFM – Conselho Federal de Medicina. *Demografia Médica no Brasil: dados gerais e descrições de desigualdades.* V. 1, 120 p., 2011.
- COOPER, J. K.; HEALD, K.; SAMUELS, M. Affecting supply of rural physicians, *American Journal of Public Health.* V. 67, n°. 8, p. 756-759, Aug. 1977.
- COOPER, J. K.; HEALD, K.; SAMUELS, M. The decision for rural practice. *Journal of Medical Education.* v. 47, n°. 12, p. 939-944, Dec. 1972.
- DORMONT, B.; SAMSON, A. L. Medical Demography and Intergenerational Inequalities in General Practitioner's Earnings, *Health Economics.* V. 17, p. 1037-1055, 2008.
- DUBÉ, J., LEGROS, D., THÉRIAULT, M., DES ROSIERS, F. A spatial Difference-in-Differences estimator to evaluate the effect of change in public mass transit systems on house prices. *Transportation Research Part B.* v. 64, p, 24–40, 2014
- FORTIN, B.; JACQUEMET, N.; SHEARER, B. *Policy analysis in the health-services market: accounting for quality and quantity.* Annales d'Economie et de Statistique/The Annals of Economics and Statistics Forthcoming, 2008.
- GOIC, A. Distribución geográfica de los médicos en Chile. *Revista Medica de Chile.* V.123, n,3, p,306-311, 1995.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa de assistência médico-sanitária (AMS), Rio de Janeiro, 1999 e 2002*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. 2002.

JACOBSEN, J. P.; LEVIN, L. M. Marriage and migration: comparing gains and losses for migration for couples and singles. *Social Science Quarterly*. v. 78, p. 670-688, 1997.

JACOBSEN, J. P.; LEVIN, L. M. The effects of internal migration on the relative economic status of women and men. *Journal of Socio-Economics*. v. 29, p. 291-304, 2000.

KRISTIANSEN, I. S., FORDE, O. H. Medical specialists' choice of location: the role of geographical attachment in Norway. *Social Science & Medicine*. V. 34, n°. 1, p. 57-62, Jan, 1992.

KUHN, M.; OCHSEN, C. *Demographic and Geographic Determinants of Regional Physician Supply*. Thünen-Series of Applied Economic Theory Thünen-Reihe Ange wandter Volks wirts chafts theorie. Working Paper N° 105, 49 p., 2009.

OECD (2013). Health at a Glance 2011: OECD Indicators, OECD Publishing. Disponível em: [http://dx.doi.org/10.1787/health\\_glance-2013-en](http://dx.doi.org/10.1787/health_glance-2013-en). Visitado em: agosto de 2015

MACHADO, M. H., coord. *Os médicos no Brasil: um retrato da realidade*. [online]. Rio de Janeiro: Editora FIOCRUZ, 1997. 244 p.

MCDONALD, J. T.; WORSWICK, C. The migration decisions of physicians in Canada: The roles of immigrant status and spousal characteristics. *Social Science e Medicine*. v. 75, p. 1581-1588, 2012.

NEWHOUSE, J. P., WILLIAMS, A. P., BERNETT, B. W. e SCHWARTZ, W. B. Does the geographical distribution of physicians reflect market failure? *Bell Journal of Economics*. v. 13, n°. 2, p. 493-506, 1982.

NOCERA, S.; WANZENRIED, G. *On the dynamics of physician density theory and empirical evidence for Switzerland*. Switzerland: University of Bern, Department of Economics, 25p, 2002, (Working Paper; n°.02.8)

OLIVEIRA, F. P, et. Al. Mais Médicos: um programa brasileiro em perspectiva internacional. *Interface – Saúde, Educação, Comunicação*. Botucatu. V. 19, p. 54, 2015.

PINTO, P. A. L. A.; MENEZES, T. A.; ROCHA, R. M. *Condicionantes da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros: uma análise a partir da econometria espacial*. XII Encontro Nacional de Economia da Saúde. Salvador, 26 p., 2016.

PIXLEY, J. Life course patterns of career-prioritizing decisions and occupational attainment in dual-earner couples. *Work and Occupations*. v. 35, n°. 2, p. 127-163, 2008.

PÓVOA, L. M. C. *Dois ensaios econômicos sobre a distribuição geográfica dos médicos no Brasil* [Dissertação de Mestrado]. Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. Universidade Federal de Minas Gerais; 2004.

PÓVOA, L.; ANDRADE, M. V. Distribuição geográfica dos médicos no Brasil: uma análise a partir de um modelo de escolha locacional. *Cad. Saúde Pública*. Rio de Janeiro, v. 22 n° 8, p. 1555-1564, ago, 2006.

RIGATTO, M. O que falta ao Rio Grande do Sul em matéria de médicos: quantidade, qualidade ou distribuição geográfica? *Revista da Associação Médica Brasileira*. V. 12, n° 12, p. 505-512, 1966.

RODRIGUES, R. N. e ALFRADIQUE, M. E. M. *Identificação e caracterização dos aglomerados de saúde do estado de Minas Gerais* (Mimeogr.) 47 p., 2001.

ROSKO, M. D. e BROYLES, R. W. *The economics of healthcare: a reference handbook*. New York/London: Greenwood; 1988.

SILVA, S. F. *Municipalização da saúde e poder local: sujeitos, atores e políticas*. São Paulo: Hucitec, 2001.

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

### **Anexo 1: I de Moran das variáveis locais.**

Variável	I de Moran	p valor
Médicos por mil habitantes	0,224	0,001
Vagas em medicina por mil hab.	0,006	0,033
Concluintes em medicina por mil hab.	0,005	0,032
Leitos por mil habitantes	0,076	0,001
Cobertura Vacinal	0,227	0,001
Esperança de vida ao nascer	0,471	0,001
Mortalidade Infantil	0,154	0,001
Mortalidade Total	0,510	0,001
Domicílios com coleta de lixo	0,562	0,001
Domicílios sem água e esgotamento sanitário	0,751	0,001
Domicílios com energia elétrica	0,631	0,001
Distância da capital	0,903	0,001
Densidade Demográfica	0,556	0,001
Beneficiários da Bolsa família por mil hab.	0,863	0,000
Média de anos de estudos	0,574	0,001
Taxa de urbanização	0,431	0,001
Renda média <i>per capita</i>	0,744	0,001
Resíduo do modelo completo aespacial	0,102	0,005

Fonte: Elaboração própria.

## Anexo 2: Matriz de Correlação das Variáveis Municipais.

	Esperança de vida ao nascer	Média de anos de estudos	Coefficiente de gini	Renda média <i>per capita</i>	Domicílios sem água e esgoto	Cobertura vacinal	Distancia da capital	Densidade Demográfica	Médicos por 1000 hab.,	Leitos por 1000 hab.,	Mortalidade infantil	Mortalidade total	Taxa de urbanização	Vagas nos cursos de medicina	Concluintes nos cursos de medicina
Esperança de vida ao nascer	1														
Média de anos de estudo	0,4415	1													
Coefficiente de gini	-0,3801	-0,3967	1												
Renda média per capita	0,7849	0,5134	-0,2735	1											
Domicílios sem água e esgoto	-0,6041	-0,4443	0,4429	-0,5866	1										
Cobertura vacinal	-0,1052	-0,1226	0,0364	-0,2090	0,1142	1									
Distancia da capital	-0,0190	0,0455	0,0673	-0,0577	0,0105	0,0661	1								
Densidade demográfica	0,1154	0,0572	0,0051	0,2139	-0,0792	-0,0902	-0,1861	1							
Médicos por 1000 hab.	0,3927	0,2668	-0,1108	0,4802	-0,3170	-0,0491	0,0109	0,0996	1						
Leitos por 1000 hab.	0,1694	0,1429	-0,0127	0,2257	-0,1420	-0,0691	0,0354	0,0197	0,4681	1					
Mortalidade infantil	-0,2424	-0,2234	0,2600	-0,2322	0,2301	0,0263	0,0526	-0,0116	-0,1031	-0,0568	1				
Mortalidade total	0,3823	0,3748	-0,3443	0,3813	-0,4626	-0,1757	-0,0572	0,0270	0,2865	0,1862	-0,0875	1			
Taxa de urbanização	0,4172	0,2649	-0,2250	0,4998	-0,4141	-0,1197	-0,0818	0,2179	0,3274	0,2020	-0,0532	0,2778	1		
Vagas nos cursos de medicina	0,0362	0,0358	-0,0279	0,0273	-0,0209	-0,0225	-0,0038	0,0021	0,0213	0,0079	-0,0036	0,0322	-0,0054	1	
Concluintes nos cursos de medicina	0,0341	0,0330	-0,0236	0,0261	-0,0194	-0,0197	-0,0033	0,0024	0,0180	0,0043	-0,0010	0,0290	-0,0066	0,9818	1

Fonte: Elaboração própria.