

Universidade Federal de Juiz de Fora  
Faculdade de Economia  
Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada

Danielle Reis de Souza Ribeiro

**TRÊS ENSAIOS SOBRE O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA: IMPACTO NAS  
ELEIÇÕES, BEM-ESTAR E POBREZA**

Juiz de fora

2012

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

Ribeiro, Danielle Reis de Souza.  
Três Ensaíos Sobre o Programa Bolsa Família: Impacto nas Eleiçoes, Bem-estar e Pobreza / Danielle Reis de Souza Ribeiro. -- 2012.  
124 f.

Orientador: Eduardo Simões de Almeida  
Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, 2012.

1. Bolsa Família. 2. Eleiçoes. 3. Bem-estar. 4. Desigualdade. 5. Pobreza. I. Almeida, Eduardo Simões de , orient. II. Título.

**DANIELLE REIS DE SOUZA RIBEIRO**

**Três EnsaioS Sobre o Programa Bolsa Família: Impacto nas Eleições, Bem-estar e Pobreza**

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção de grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida

Juiz de fora

2012

DANIELLE REIS DE SOUZA RIBEIRO

**Três EnsaioS Sobre o Programa Bolsa Família: Impacto nas Eleições, Bem-estar e Pobreza**

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção de grau de Mestre.

Aprovada em: 07/12/2012

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida (Orientador)

Universidade Federal de Juiz de Fora

---

Prof. Dr. Marcelo José Braga

Universidade Federal de Viçosa

---

Prof. Dr. Ricardo da Silva Freguglia

Universidade Federal de Juiz de Fora

## **AGRADECIMENTOS**

A Deus por ter me capacitado e sustentado, tornando possível esta conquista.

Ao Leo pela compreensão, apoio e companheirismo.

A Verônica, Priscilla, Bruno, Erika e Julia pelo conhecimento compartilhado e pela amizade que tornou mais leve e agradável esta caminhada.

Ao professor Eduardo, em especial, pelas sugestões, ideias, pela paciência, gentileza e por todos os ensinamentos nesse período. Estou certa de que fui feliz ao escolhê-lo como orientador.

Aos professores Ricardo e Simão pelas sugestões e críticas construtivas na fase de elaboração desta dissertação.

Ao professor Dr. Marcelo Braga, por ter aceitado o convite de participar da banca de avaliação e por ter contribuído para o aprimoramento deste trabalho.

À UFJF, por ter oferecido a infra-estrutura necessária e professores capacitados para serem nossos guias. A todos os professores que compartilharam conosco os conhecimentos necessários à nossa formação e ao nosso crescimento como profissionais.

A Cida e Vanessa por sua gentileza e dedicação na secretaria do mestrado.

Ao ECONS, em especial ao Igor, pela disponibilização de dados para este e outros trabalhos.

A todos os colegas que me estimularam a prosseguir.

A todos que passaram pela minha vida deixando um pouco de si e que contribuíram para a formação do meu caráter.

## RESUMO

Este estudo é composto por três ensaios que visam a avaliar os efeitos do Programa Bolsa Família. O primeiro ensaio trata do impacto do Bolsa Família sobre as eleições presidenciais nos anos de 2006 e 2010. Os resultados apontam que o Programa Bolsa Família teve efeito positivo e significativo na variação dos votos do PT nos pleitos para presidente nos anos considerados, seja quando se considera a variação do valor de benefícios *per capita*, seja quando se considera a variação do número de benefícios *per capita*. O segundo ensaio aborda o efeito do Bolsa Família sobre o bem-estar dos municípios brasileiros no período de 2004 a 2009, utilizando a medida de bem-estar de Sem (1976), contribuindo para a literatura ao avaliar o seu impacto sobre a renda e a desigualdade de forma integrada. Os resultados obtidos indicam que o Programa Bolsa Família teve efeito positivo sobre o bem-estar dos municípios no período considerado, embora o coeficiente encontrado não seja de grande magnitude. O terceiro e último ensaio abrangeu o aspecto-chave do Bolsa Família: a pobreza. O trabalho utiliza a medida de pobreza proposta por Sen (1974). Os resultados encontrados indicam que o Programa Bolsa Família teve pouca influência para redução da pobreza nos municípios brasileiros. Todos os ensaios controlam as características não observadas, a dependência espacial e a heterocedasticidade.

Palavras-chave: Bolsa Família. Eleições. Bem-estar. Desigualdade. Pobreza.

## **ABSTRACT**

This study consists of three essays designed to assess the effects of the Bolsa Família. The first essay deals with the impact of Bolsa Família on the presidential elections in 2006 and 2010. The results show that the Bolsa Família Program had positive and significant effect in the variation of the votes of PT in the elections for president in the years considered, either when considering the change in the value of benefits per capita or when considering the variation of the number of benefits per capita. The second essay deals with the effect of Bolsa Família on the welfare of Brazilian municipalities from 2004 to 2009, using the measure of welfare of Sen (1976), going beyond the analyzes in the literature regarding the impact on income or on inequality in isolation. The results indicate that the Bolsa Família Program had a positive effect on the welfare of the municipalities in the period considered, although the coefficient found is not of great magnitude. The third and final essay covered the key aspect of the Bolsa Família: poverty. The work uses the poverty measure proposed by Sen (1974). The results indicate that the Bolsa Família Program had no significant influence on poverty reduction in Brazilian municipalities in the period considered. All essays control for the unobserved characteristics, the spatial dependence and heteroscedasticity.

Key-words: Bolsa Família. Elections. Welfare. Inequality. Poverty.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Variação de Votos do PT para presidente entre as eleições de 2006 e 2010 (%) .....	27
Figura 2: Variação do Valor dos Benefícios (A) e do Número de Benefícios (B) per capita do Bolsa Família entre 2006 e 2010.....	28
Figura 3: Variação do bem-estar entre 2004 e 2009 nos municípios brasileiros (em R\$) .....	63
Figura 4: Variação do Valor dos Benefícios (A) e do Número de Benefícios (B) <i>per</i> <i>capita</i> do Bolsa Família entre 2004 e 2009 (em R\$).....	64
Figura 5: Variação da Pobreza entre 2000 e 2010 nos Municípios Brasileiros.....	101



## LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Resumo de Alguns Trabalhos Sobre Impactos de Programas Sociais Sobre Eleições.....	18
Quadro 2: Descrição das Variáveis .....	22
Quadro 3: Resumos de alguns trabalhos sobre bem-estar e desigualdade no Brasil.....	51
Quadro 4: Descrição das variáveis .....	56
Quadro 5: Resumos de alguns trabalhos sobre Pobreza e Bolsa Família.....	89
Quadro 6: Descrição das Variáveis .....	99

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas Descritivas das Variáveis (Dados em Diferenças) .....	26
Tabela 2: Teste de autocorrelação espacial global para a variável VOTO.....	29
Tabela 3: Modelos com a variável explicativa Valor de Benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF1) .....	31
Tabela 4: Modelos com a variável explicativa Número de Benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF2).....	34
Tabela 5: Modelos testados com a variável explicativa Valor de Benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF1) .....	40
Tabela 6: Modelos testados com a variável explicativa Número de Benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF2) .....	41
Tabela 7: Estatísticas Descritivas das Variáveis (Dados em Diferenças) .....	62
Tabela 8: Teste de autocorrelação espacial global para a variável BE(Y, G) .....	65
Tabela 9: Modelos com a variável explicativa Valor de Benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF1) .....	66
Tabela 10: Modelos com a variável explicativa Número de Benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF2) .....	69
Tabela 11: Modelos testados com a variável explicativa Valor de Benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF1) .....	76
Tabela 12: Modelos testados com a variável explicativa Número de Benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF2) .....	77
Tabela 13: Estatísticas Descritivas .....	100
Tabela 14: Estimação do Efeito do Bolsa Família sobre a Pobreza .....	103
Tabela 15: Estimação do Efeito do Bolsa Família sobre a Indigência .....	106
Tabela 16: Efeitos sobre a Pobreza - Modelos testados com a variável explicativa Valor dos Benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF).....	114
Tabela 17: Efeitos sobre a Indigência - Modelos testados com a variável explicativa Valor dos Benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF).....	115
Tabela 18: Efeitos sobre a Pobreza - Modelos com a variável explicativa Número de benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF2).....	116
Tabela 19: Efeitos sobre a Indigência - Modelos com a variável explicativa Número de benefícios <i>per capita</i> do Bolsa Família (PBF2).....	117

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b> .....	9
<b>BOLSA FAMÍLIA, CICLOS POLÍTICOS E ELEIÇÕES PRESIDENCIAIS NO BRASIL</b> .....	11
1- Introdução .....	12
2- Revisão de Literatura .....	13
3- Modelos, Métodos Econométrico e Dados .....	19
3.1- Modelos e Métodos Econométricos .....	19
3.2- Dados .....	21
4- Resultados .....	29
5- Conclusões .....	35
6- Referências bibliográficas .....	36
<b>APÊNDICE</b> .....	40
<b>BOLSA FAMÍLIA, DESIGUALDADE E BEM-ESTAR</b> .....	42
1-Introdução .....	43
2- Revisão de literatura .....	44
2.1-A medida de bem-estar proposta por Sen .....	44
2.2- Bem-estar e desigualdade .....	47
3- Modelos, Métodos Econométrico e Dados .....	52
3.1- Modelos e Métodos Econométricos .....	52
3.2- Dados .....	55
4- Resultados .....	65
5- Considerações finais .....	70
6- Referências Bibliográficas .....	71
<b>APÊNDICE</b> .....	76
<b>O EFEITO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA SOBRE A POBREZA</b> .....	78
1- Introdução .....	79
2- Revisão de Literatura .....	80
2.1- O problema da mensuração da pobreza .....	80
2.2- A medida de pobreza proposta por Sen .....	83
2.3- Programas de transferência de renda e pobreza .....	85
3- Estratégia Empírica .....	90
4- Dados .....	95
5- Resultados e Discussão .....	102

6- Considerações Finais .....	107
7- Referências Bibliográficas.....	109
APÊNDICE .....	114
<b>CONCLUSÃO DOS ENSAIOS</b> .....	<b>118</b>

## Introdução

Este estudo é composto por três ensaios que visam avaliar os efeitos do Programa Bolsa Família. O primeiro trata do impacto do Bolsa Família sobre as eleições presidenciais. Este programa de transferência de renda concedeu ao presidente Lula grande popularidade, por ter sido um fator para retirar parte da população da situação de indigência no Brasil. Alguns estudos já foram feitos relacionando Bolsa Família e eleições, contudo, há uma carência de trabalhos que considerem nas estimações a existência de características não observadas dos municípios, o que é uma lacuna que precisa ser preenchida. Assim, o primeiro ensaio objetiva estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre a eleição para o cargo de presidente nos anos de 2006 e 2010, removendo das estimações os efeitos fixos advindos de variáveis não observadas e tratando a dependência espacial, que reflete a ideia de que as regiões não são independentes entre si, mas interagem, influenciando-se mutuamente. Além disso, é investigado o efeito dos ciclos políticos, em que o governo amplia as transferências voluntárias aos municípios no ano da eleição com a intenção de aumentar sua votação. Este fator é importante para a explicação da votação, mas é desconsiderado pela maioria dos estudos sobre o tema em questão.

O segundo ensaio trata do efeito do Programa Bolsa família sobre o bem-estar da população. O estudo contribui para a literatura existente por utilizar a medida de bem-estar proposta por Sen (1974) ao invés de medir o bem-estar apenas pelo PIB *per capita*, como é usual. Quando a renda é distribuída de maneira desigual entre os indivíduos o nível médio do rendimento *per capita* pode não ser uma boa medida para o bem-estar nessa economia. A medida de bem-estar proposta por Sen (1974) considera a renda *per capita*, mas pondera essa renda pelo nível de desigualdade. A utilização desta medida é importante, pois o Brasil já é a sexta economia mundial, mas ainda apresenta um dos maiores índices de desigualdade do mundo, o que indica que o simples crescimento da renda pode não implicar em melhoria de qualidade de vida para a população como um todo. O objetivo principal do segundo ensaio é verificar se municípios que recebem mais recursos do Bolsa Família tiveram melhorias no bem-estar. O Programa pode influenciar o bem-estar da população por meio da redução da desigualdade e por meio do aumento da renda, o que pode ser capturado pela medida de bem-estar de Sen. Além de contribuir com a literatura no sentido de mensurar pela medida de Sen o bem-estar proporcionado pelo Bolsa Família e outros fatores em nível

municipal, o estudo controla nas estimações a presença de características não-observadas, a dependência espacial e a heterocedasticidade.

O terceiro ensaio tem como objetivo avaliar o efeito do programa Bolsa Família para a redução da pobreza, que é o foco principal desse programa de transferência de renda. Os estudos sobre a relação entre Bolsa Família e pobreza, em geral, não consideram municípios como região de análise. Além disso, faltam estudos que levem em consideração a dependência espacial entre as regiões. Neste sentido, o terceiro ensaio contribui para a literatura ao utilizar dados municipais na análise, controlando as características idiossincráticas não-observadas em conjunto com a dependência espacial, e a heterocedasticidade por meio dos estimadores HAC e KP-HET. O ensaio também trata a potencial endogeneidade, ou causalidade reversa, existente entre os benefícios do Bolsa Família e a pobreza, considerando que, em regiões onde o índice de pobreza é elevado, o governo teria uma tendência de expandir o Bolsa Família, ofuscando assim o efeito causal do PBF sobre a pobreza - haveria causalidade simultânea entre PBF e pobreza, com Bolsa Família reduzindo a pobreza e pobreza aumentando Bolsa Família. A medida de pobreza utilizada é o índice de Sen (1976), que incorpora aspectos da pobreza como proporção de pobres, intensidade da pobreza e desigualdade de renda entre os pobres, sendo uma medida eficiente de pobreza. Ademais, o ensaio diferencia-se por incorporar na análise fatores que refletem o aspecto multidimensional da pobreza, tais como acesso a serviços básicos e ao mercado de trabalho, associando alterações nesses fatores a alterações na pobreza.

## **Bolsa Família, Ciclos Políticos e Eleições Presidenciais no Brasil**

### **RESUMO**

O Programa Bolsa Família tem o objetivo de reduzir a pobreza no País. Entretanto, este Programa por vezes é apontado como se possuísse um viés eleitoral. O presente artigo objetiva estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre a eleição do partido governante para o cargo de presidente nos anos de 2006 e 2010. O trabalho contribui para a literatura já existente no sentido de ampliar o debate acerca dos efeitos eleitorais do Programa Bolsa Família, levando em consideração as características não observadas dos municípios. Além disso, é investigado o efeito dos ciclos políticos sobre os resultados eleitorais, fator desconsiderado pela maioria dos estudos na literatura associada ao Bolsa Família.

**Palavras-chave:** Bolsa Família; ciclos políticos; eleições presidenciais.

### **ABSTRACT**

The Bolsa Família Program is aimed at reducing poverty in the country. However, this program has been accused of being election prone. This article aims to estimate the effect of the Bolsa Família Program on the presidential elections in 2006 and 2010. The work contributes to existing literature in order to broaden the debate about the electoral effects of the Bolsa Família Program, taking into account the unobserved characteristics of the municipalities. In addition, the effect of political cycles is investigated, which is a factor overlooked by most studies in the literature about Bolsa Família.

**Keywords:** Bolsa Família; political cycles; presidential elections.

**JEL Classification:** D72; C21.

## 1- Introdução

O Programa Bolsa Família foi formulado em 2003, com o intuito de unificar as ações de transferência de renda do Governo Federal, em especial os Programas Bolsa Escola, Cartão Alimentação, Bolsa Alimentação e Auxílio-Gás. O Programa tem como alvo as famílias em situação de pobreza e de extrema pobreza, e tem três eixos principais: transferência direta de renda, visando à redução imediata da pobreza; condicionalidades, que reforçam o acesso a direitos sociais básicos nas áreas de educação, saúde e assistência social; e programas complementares, que promovem oportunidades e condições para superar a pobreza de forma sustentável. Atualmente o Bolsa Família atende mais de 13 milhões de famílias em todo o território nacional. Dependendo da renda mensal familiar por pessoa (limitada a R\$ 140), do número e da idade dos filhos, o valor do benefício mensal recebido pela família pode variar entre R\$ 32 a R\$ 306 (MDS, 2011).

Abensur *et al.* (2007) escrevem que diante do déficit social do Brasil, o Bolsa Família teve um importante papel no sentido de retirar parte da população da situação de indigência<sup>1</sup>, concedendo ao presidente Lula grande popularidade. Marques e Mendes (2006) apontaram para a possibilidade de essa política de transferência de renda vir a criar e sustentar uma nova base de apoio ao presidente, principalmente nos municípios onde é significativo o número dos beneficiários do Bolsa Família. Com a reeleição de Lula em 2006 acirrou-se o debate no meio acadêmico acerca dos motivos da considerável votação desse candidato e de uma possível mudança nos padrões do eleitorado. Para alguns autores, o Programa Bolsa Família, em especial, teria sido a chave para se compreender a vitória de Lula nas eleições de 2006 (HUNTER e POWER, 2007; SOARES e TERRON, 2008)

Alguns estudos já foram feitos para verificar o impacto do Programa Bolsa Família e de variáveis sociais e econômicas sobre a votação de Lula nas eleições de 2006, utilizando metodologias diversas. Contudo, há uma carência de trabalhos que relacionem Bolsa Família às eleições levando em consideração a existência de características não observadas dos municípios, lacuna que este trabalho visa explorar. Este artigo tem o objetivo de estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre a eleição do PT para o cargo de presidente nos anos de 2006 e 2010, removendo das estimações

---

<sup>1</sup> Os autores se baseiam nos dados do Censo Demográfico de 2000, que considera pobre quem apresenta renda familiar per capita inferior a 1/2 salário mínimo e indigente quem recebe menos de 1/4 do salário mínimo vigente.



os efeitos fixos advindos de variáveis não observadas. As estimações foram feitas utilizando o instrumental de econometria espacial, que reflete a ideia de que as regiões, neste caso, os municípios, não são independentes entre si, mas interagem, influenciando-se mutuamente. A estimação do modelo espacial por efeitos fixos tem a vantagem de controlar a heterogeneidade não observável nas estruturas econômicas, sociais, institucionais e políticas das regiões.

O trabalho contribui para a literatura já existente no sentido de ampliar o debate acerca dos efeitos eleitorais do Programa Bolsa Família, levando em consideração os efeitos fixos, e também por considerar dados da eleição presidencial de 2010, em que a candidata vencedora era apoiada por Lula e pertencia ao mesmo partido “criador” do Programa. Além disso, é investigado o efeito dos ciclos políticos, em que o governo amplia as transferências voluntárias aos municípios no ano da eleição com a intenção de aumentar sua votação. Este fator é importante para a explicação da votação, mas é desconsiderado pela maioria dos estudos sobre o tema em questão.

O artigo está organizado da seguinte maneira. Na segunda seção é apresentada a revisão de literatura sobre o assunto. A terceira seção revela a especificação dos modelos e dos métodos econométricos, e apresenta os dados utilizados no artigo. A quarta seção discute os resultados dos modelos estimados e, por fim, são tecidas as considerações finais.

## **2- Revisão de Literatura**

Hunter e Power (2007) levantam três categorias de explicações para o desempenho de Lula em 2006 e a mudança no perfil do eleitorado: a) Respostas distintas dos eleitores frente aos escândalos: os eleitores mais pobres e com menor escolaridade teriam menor acesso às denúncias ou repudiariam menos a corrupção; b) Fatores econômicos: os eleitores mais pobres teriam retribuído com votos as melhorias das suas condições de vidas durante o governo Lula; c) Políticas sociais focalizadas: o Programa Bolsa Família, em especial, teria sido a chave para se compreender a vitória de Lula.

Nicolau e Peixoto (2007) fizeram um estudo com dados municipais e concluíram que, independentemente de qual região do país o município está localizado e de sua situação socioeconômica, o Bolsa Família teve um impacto positivo na votação do presidente eleito em 2006. Os autores concluem que Lula obteve percentualmente mais

votos nos municípios que receberam mais recursos *per capita* do Bolsa Família. Carraro *et al.* (2007) em estudo com objetivo semelhante encontraram que os votos de Lula se concentraram em municípios menos desenvolvidos. Para estes autores, o Bolsa Família teve impacto positivo nos resultados de 2006, mas os resultados econométricos não foram robustos. Assim, a vitória eleitoral se deveria mais aos ganhos de bem-estar da população mais pobre - beneficiada por mudanças no mercado de trabalho, baixa inflação e do sucesso exportador da economia brasileira - do que ao Programa Bolsa Família.

Marques *et al.* (2009) também estudaram as eleições de 2006 com dados municipais e encontraram que quanto maior a faixa de cobertura do Programa Bolsa Família em relação à população total, maior a proporção de votos válidos recebidos por Lula. O IDH e a renda *per capita* apresentaram capacidade explicativa relevante, mas menor que o grau de cobertura do Bolsa Família. Abensur *et al.* (2007), investigando a relação Bolsa Família e eleições de 2006 em nível estadual, concluíram que houve impacto positivo do número de famílias que receberam o auxílio do Bolsa Família sobre os resultados das eleições de 2006, especialmente nos estados da região Nordeste. Os autores fazem algumas simulações e constatam que um aumento de 20% no número de famílias beneficiadas gera um aumento médio de 2% nas proporções de votos do candidato Lula, enquanto uma redução de 10% no número de famílias beneficiadas geraria uma redução de 1,17% nos votos.

Canêdo-Pinheiro (2009), em estudo em nível municipal, encontra que o aumento de um ponto percentual no número de beneficiários do Bolsa Família eleva em 0,548 ponto percentual a votação de Lula, enquanto a mesma variação na taxa de crescimento do PIB incrementa a votação em apenas 0,209 ponto percentual. Os resultados encontrados pelo autor sugerem que o impacto do programa foi superior ao impacto do crescimento da economia, mas parece não ser a principal explicação para a votação do PT nas regiões menos desenvolvidas do país. Uma explicação seria que os eleitores de regiões menos desenvolvidas, mais dependentes do Estado, tenderiam a votar nos candidatos do governo, independente do partido e do indivíduo.

Alguns estudos também foram feitos relacionando programas de transferência de renda e eleições para o México. Yarahúan (2005) realizou um estudo para municípios, comparando o programa FIS (*Fondo para La Infraestructura Social*) com o FONAES (*Fondo Nacional de Empresas en Solidaridad*) e PROGRESA/ OPORTUNIDADES (*Programa de Educación, Salud y Alimentación*) e concluiu que os governos

efetivamente influenciam a distribuição de recursos dos programas de transferência de renda com motivação política. Molinar e Weldon (1994) utilizando dados do PRONASOL (*Programa Nacional de Solidaridad*), programa implementado no México entre 1988 e 1994, encontram evidências de que os gastos do PRONASOL estavam relacionados à capacidade de resposta eleitoral para o governo federal, e concluem que o programa foi relevante para a recuperação eleitoral do partido PRI (*Partido Revolucionario Institucional*) nas eleições de 1991. Bruhn (1996) também argumenta que a distribuição de recursos do PRONASOL foi motivada por interesses políticos. Porém, ao contrário de Molinar e Weldon (1994), a autora atribui a recuperação do PRI nas eleições de 1991 a variáveis macroeconômicas, como inflação e crescimento, e não à distribuição de recursos do PRONASOL. Dion (2000) chega à mesma conclusão de Bruhn (1996).

Menocal (2001) reproduziu o estudo de Molinar e Weldon (1994), utilizando dados do PROGRESA, para a eleição presidencial mexicana do ano 2000. Os resultados, utilizando o valor dos recursos distribuídos no ano de 1999, não revelaram viés político, porém as evidências de motivação política apareciam quando era considerado o número de domicílios beneficiados. De La O (2007), também estudando o PROGRESA, conclui que o programa teria o efeito de incrementar em quatro pontos percentuais em uma seção eleitoral a votação do partido no poder que criou e implementou o programa. Além disso, regiões que recebem mais recursos têm maior comparecimento às urnas.

O estudo de Layton e Smith (2011) abrange nove países latino-americanos: Bolívia, Uruguai, Colômbia, Brasil, Argentina, Equador, México, Chile e Venezuela. Em todos os países analisados uma porcentagem maior de beneficiários de programas de transferência de renda votaria no candidato do governo do que não-beneficiários, mesmo depois do controle por classe social, percepções econômicas e contexto nacional. Os resultados encontrados pelos autores indicam que 81,7% dos beneficiários do Bolsa Família entrevistados votariam no candidato do governo se as eleições presidenciais fossem naquela semana, maior percentual dentre os 9 países considerados na pesquisa. Esse percentual foi de 76,8% para os beneficiários de programas de transferência no Uruguai, 70,5% para a Bolívia, 68,5% para o Equador e 40% para o México, por exemplo. Os autores enfatizam que os novos programas de assistência social não são apenas ferramentas de melhorias sociais, mas ferramentas eleitorais potencialmente importantes.

Ainda segundo Layton e Smith (2011), programas de assistência social afetam a votação presidencial, pois os beneficiários têm um forte auto-interesse na manutenção dos benefícios, dos quais eles dependem. Se houver alguma dúvida se o candidato ou partido da oposição vai continuar a financiar o programa, aqueles que recebem os benefícios vão votar no presidente ou partido que está no governo porque querem garantir a manutenção da política social que melhora sua condição econômica. Ferreira e Bugarin (2007), em um estudo utilizando um painel com efeitos fixos para 2090 municípios brasileiros, concluíram que os eleitores podem ter como decisão ótima escolher um candidato apenas para manter o fluxo mais favorável de transferências voluntárias provenientes do Estado. Essas ideias remetem à teoria dos ciclos políticos.

Observa-se que os estudos chegam a conclusões divergentes sobre a efetividade dos programas de transferência de renda em gerar votos para o candidato do partido governante. Contudo, pela teoria dos ciclos políticos, transferências voluntárias de recursos, podem ter grande potencial para captar votos. Sendo o programa Bolsa Família um programa de transferência voluntária de renda, espera-se que tenha esse potencial de captação de votos.

A teoria dos ciclos políticos indica que nos anos de eleição os políticos tendem a elevar os gastos públicos, canalizando recursos para projetos que produzam benefícios de fácil percepção aos eleitores (FROYEN, 1999, p.484; ROGOFF e SIBERT, 1988; SAKURAI, 2009), no intuito de aumentar a probabilidade de reeleição ou eleição de seu partido (SAKURAI e GREMAUD, 2007). Sakurai e Menezes-Filho (2008) utilizam dados de 2235 municípios brasileiros no período de 1988 a 2000 e concluem que o aumento de gastos municipais eleva a probabilidade de reeleição ou eleição de colegas de partido como sucessores. Os resultados sugerem que os eleitores brasileiros são receptivos a manipulações fiscais em anos de eleição.

Também em estudo com dados dos municípios brasileiros, no período de 1996 a 2004, Vieira (2007) conclui que o valor das transferências voluntárias destinadas aos municípios é utilizado como instrumento político, aumentando principalmente em anos eleitorais. Duchateau e Aguirre (2010) também encontram que as transferências voluntárias do governo federal para os Estados têm motivações políticas. Sakurai e Gremaud (2007) analisam 572 municípios do Estado de São Paulo e observam a influência do fator “ano eleitoral” sobre o comportamento das despesas. Preusler e Portugal (2002) encontram evidências de oportunismo político na despesa total do governo federal brasileiro no período de 1980 a 2000. Salvato *et al.* (2008) não rejeitam

a hipótese de combinação de calendário eleitoral no Brasil e oportunismo político sobre o gasto público e o déficit governamental de 1985 a 2006.

O Quadro 1 apresenta um resumo de alguns trabalhos sobre impactos de programas de transferência de renda sobre as eleições. Percebe-se claramente que nenhum trabalho sobre o tema controlou simultaneamente para a dependência espacial e para características não observadas das regiões.

**Quadro 1: Resumo de Alguns Trabalhos Sobre Impactos de Programas Sociais Sobre Eleições**

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Variável Dependente</b>	<b>Controle da Dependência Espacial</b>	<b>Controle de Características Não Observadas</b>	<b>Tipos de Estimação</b>	<b>Conclusões</b>
Abensur <i>et al.</i> (2007)	Estados brasileiros	2006	% de votos de Lula no 2º turno da eleição de 2006	Não	Não	Modelo de Regressão Beta	Impacto positivo do nº de famílias que receberam o auxílio do Bolsa Família, e das proporções de votos de Lula nas eleições de 2002 sobre os resultados das eleições de 2006, especialmente nos estados da região Nordeste.
Carraro <i>et al.</i> (2007)	5507 municípios brasileiros	2006	Logaritmo natural da proporção de votos ao candidato Lula município no pleito de 2006	Sim	Não	Análise exploratória de dados espaciais. Modelos SAR e SEM.	Impacto positivo do Bolsa Família, mas os resultados não são robustos. Vitória eleitoral se deve mais aos ganhos de bem-estar da população mais pobre, beneficiada por mudanças no mercado de trabalho, baixa inflação e sucesso exportador da economia.
Nicolau e Peixoto (2007)	5565 municípios brasileiros	2006	% de votos válidos de Lula no 1º turno e no 2º turno (2006)	Não	Não	Regressão por MQO	Independentemente de qual a região do país o município está localizado e de sua situação socioeconômica, o Bolsa Família teve um impacto positivo na votação do presidente eleito.
De La O (2007)	505 regiões do México	2000	Comparecimento às urnas e total de votos para cada um dos 3 maiores partidos em relação ao nº de potenciais eleitores da região.	Não	Sim	Painel com efeitos aleatórios	O PROGRESA (Programa de Educación, Salud y Alimentación) teria o efeito de incrementar em quatro pontos percentuais em uma seção eleitoral a votação do partido no poder que criou e implementou o programa. Regiões que recebem mais recursos têm maior comparecimento às urnas.
Soares e Terron (2008)	5564 municípios brasileiros	2002 e 2006	% de votos de Lula no 2º turno da eleição de 2006 Diferença % entre votos válidos em 2002 e 2006	Sim	Não	Análise exploratória de dados espaciais; Regressões com modelos SAR e SEM.	Houve mudança no padrão geográfico do eleitorado de Lula. A participação do Bolsa Família sobre a renda local foi um determinante do novo contorno das bases geoeleitorais e o fator com maior peso na explicação da votação em nível municipal.
Canêdo-Pinheiro (2009)	3397 municípios brasileiros	2006	% de votos de Lula sobre votos válidos no 2º turno da eleição de 2006	Não	Não	Modelo Logit, com método de agregação de Kelejian (1995)	Impacto do Bolsa Família superior ao impacto do crescimento econômico nas eleições de 2006, mas esses fatores sozinhos não são capazes de explicar a mudança no padrão de votos.
Licio <i>et al.</i> (2009)	1500 entrevistas em 120 municípios brasileiros	2006	Ser beneficiário do Bolsa Família	Não	Não	Modelo estatístico multivariado em uma amostra probabilística nacional usando o Barômetro das Américas de 2008	Os beneficiários do Bolsa Família tendem a votar mais em Lula, além de avaliar o governo federal e o trabalho do Presidente de uma forma mais positiva do que os não beneficiários. Apesar de o Programa só ter sido possível por conta da estabilidade econômica, de reformas estruturais anteriores e da conjuntura internacional favorável, tudo indica que os beneficiários do Programa Bolsa Família o vinculam diretamente à figura do Presidente Lula.
Marques <i>et al.</i> (2009)	5560 municípios brasileiros	2006	% de votos válidos do PT no 2º turno da eleição 2006	Não	Não	Regressões simples e múltipla por MQO.	Quanto maior a faixa de cobertura do Bolsa Família em relação à população total, maior a proporção de votos válidos recebidos no 2º turno da eleição de 2006.
Layton e Smith (2011)	9 países da América Latina	2010	Intenção de voto se a eleição fosse naquela semana	Não	Sim	Modelo Logit Multivariado com efeitos fixos onde o Brasil é a referência	Em quase todos os países examinados, beneficiários de assistência social são mais propensos a votar para o titular que os não-beneficiários, mesmo depois do controle por classe social, percepções econômicas e contexto nacional.

Fonte: Elaboração própria

### 3- Modelos, Métodos Econométrico e Dados

#### 3.1- Modelos e Métodos Econométricos

Este estudo utiliza o instrumental de econometria espacial, que se diferencia da econometria convencional por incorporar na modelagem os efeitos espaciais, ou seja, a dependência espacial e a heterogeneidade espacial. A ideia intuitiva é que as regiões, neste caso, os municípios, não são independentes entre si, mas interagem, influenciando-se mutuamente. Assim, não se pode considerar que somente características observadas exógenas ( $X$ ) explicam o comportamento da variável dependente  $y$ , mas também os valores desta variável dependente nas regiões vizinhas, bem como características observadas exógenas destas regiões vizinhas.

Para alcançar o objetivo deste trabalho de estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre a eleição do PT para o cargo de presidente nos anos de 2006 e 2010, primeiramente foi construído um painel de dados espaciais. A amostra é de 5.507<sup>2</sup> municípios brasileiros com dados para dois períodos ( $T= 2$ ), sendo que o painel é balanceado. Os dados são para um conjunto definido de regiões, e não para regiões selecionadas aleatoriamente.

Não é possível explicar totalmente os motivos pelos quais os indivíduos tomam uma decisão. Quanto se trata de votação, em especial, há preferências individuais, tradições familiares, aspectos culturais, medos, anseios, características políticas como ocorrência de coronelismo (troca de favores, compra de votos, coação), que não podem ser mensurados. Assim, optou-se pela estimação por efeitos fixos, que permite controlar os componentes não observados, além de eliminar o viés das variáveis observáveis relevantes omitidas, que não variam com o transcorrer do tempo de análise. A estimação do modelo espacial por efeitos fixos tem a vantagem de controlar a heterogeneidade não observável nas estruturas econômicas, sociais, institucionais e políticas das regiões.

O modelo convencional de efeitos fixos, com dados empilhados, é especificado como:

$$y_i = \alpha + X_i\beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

---

<sup>2</sup> Optou-se por não trabalhar com Áreas Mínimas Comparáveis pois muitas variáveis não são definidas neste nível geográfico artificialmente criado pelo IBGE, tais como a variável dependente (Voto), e as variáveis de interesse (Bolsa Família e Gasto). A hipótese adotada é de que o perfil dos municípios considerados não se alterou significativamente entre os dois anos.

em que  $\alpha = \{\alpha_1, \dots, \alpha_n\}$  é um vetor que denota os efeitos fixos, ou seja, termos de interceptos não-observados, específicos a cada região e constantes ao longo do tempo de análise. As variáveis explicativas exógenas são denotadas por  $X_t = (X'_{1t}, \dots, X'_{nt})'$ , sendo que  $\beta$  é um vetor de coeficientes que acompanha as variáveis explicativas; e o termo de erro  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$  é idêntica e independentemente distribuído (*i.i.d.*), com média zero e variância constante. O modelo de efeitos fixos é baseado na hipótese de que os efeitos não observados estão correlacionados com as variáveis explicativas.

Para remover os efeitos fixos, foi utilizado o método das Primeiras Diferenças – como o componente não observável é constante,  $\alpha$  desaparece nas primeiras diferenças. Na diferenciação, perde-se um período e, neste caso, passa-se a ter uma *crosssection* (WOOLDRIDGE, 2002). A partir daí, já com os efeitos fixos removidos, podem ser aplicados normalmente os modelos espaciais. Todos os modelos foram estimados com os dados em primeiras diferenças. O modelo espacial geral com efeitos fixos, com dados na forma empilhada, é especificado como:

$$y_t = \alpha + \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \tau + \xi_t \quad (2a)$$

$$\xi_t = \lambda W_2 \xi_t + \varepsilon_t \quad (2b)$$

em que  $W_1 y_t$  é a defasagem espacial da variável dependente; as variáveis explicativas exógenas defasadas espacialmente são representadas por  $W_1 X_t = (W_1 X'_{1t}, \dots, W_1 X'_{nt})'$ ; os erros defasados espacialmente são simbolizados por  $W_2 \xi_t$ .<sup>3</sup> A matriz de ponderação espacial  $W$  é definida segundo algum critério<sup>4</sup>, e é mantida inalterada para todos os anos do painel. Finalmente,  $\rho$  e  $\lambda$  são parâmetros espaciais escalares e  $\tau$  é um vetor de coeficientes espaciais. No caso do modelo (2), a hipótese anterior de identificação fica prejudicada porque a defasagem espacial da variável dependente está correlacionada com o termo de erro aleatório, isto é,  $E(W_1 y_t \varepsilon_t) \neq 0$  por conta da endogeneidade espacial. A correta identificação da relação causal expressa pelo modelo (2) dependerá do tratamento dessa endogeneidade espacial.

Dependendo da imposição de restrições aos parâmetros espaciais do modelo geral (2), obtêm-se os modelos espaciais específicos. O modelo SAR com efeitos fixos é alcançado com as restrições sobre os parâmetros espaciais de que  $\tau=0$ ,  $\lambda=0$  e  $\rho \neq 0$ . O

<sup>3</sup> Note que  $W_1$  pode ser igual a  $W_2$ .

<sup>4</sup> O critério utilizado neste trabalho é procedimento de especificação da matriz de ponderação espacial  $W$  proposto por Baumont (2004).



modelo SEM com efeitos fixos é especificado com as restrições de que  $\rho=0$ ,  $\tau=0$  e  $\lambda \neq 0$ . O modelo SDM com efeitos fixos apresenta as restrições de que  $\lambda=0$ ,  $\rho \neq 0$  e  $\tau \neq 0$ . O modelo SDEM com efeitos fixos é caracterizado por  $\rho=0$ ,  $\tau \neq 0$  e  $\lambda \neq 0$ . A especificação do modelo SLX assume que  $\rho=0$ ,  $\lambda=0$  e  $\tau \neq 0$ .<sup>5</sup>

Os estudos empíricos sobre o tema que utilizaram como metodologia a econometria espacial (ALMEIDA *et al.*, 2007; SOARES e TERRON, 2008; CARRARO *et al.*, 2007) concluíram que o melhor modelo de estimação seria o modelo de erro autorregressivo espacial (SEM), dada a autocorrelação espacial dos erros. Em Soares e Terron (2008) e Carraro *et al.* (2007) foram testados apenas os modelos SAR e SEM. Em Almeida *et al.* (2007) foram testados os modelos SAR, SEM e SAC. O que se propõe aqui é a adoção do procedimento de especificação geral:

i) Estima-se o modelo por Mínimos Quadrados Ordinários, sem nenhuma defasagem espacial;

ii) Os resíduos são testados por meio do teste do *I* de Moran.

iii) Caso haja evidências de autocorrelação espacial, estimam-se os modelos SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX. O melhor modelo será aquele que não apresentar evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos e apresentar melhor qualidade do ajuste da regressão, medida neste trabalho pelo critério de informação de Akaike.

### 3.2- Dados

O resumo das variáveis utilizadas neste artigo é apresentado no Quadro 2.

Os estudos feitos para as eleições de 2006 trabalharam com dados referentes às características observadas dos municípios obtidos do Censo de 2000 do IBGE. Carraro *et al.* (2007) afirmam que o ideal seria que os dados disponíveis sobre as características da população municipal fossem contemporâneos às últimas eleições presidenciais. Mas como o Censo de 2000 era a única fonte de dados adequada, seria necessário supor que as características observadas municipais se mantiveram ou mudaram sem um viés determinado nos seis anos que separam o Censo das eleições 2006. Este artigo tem a vantagem de ser realizado com dados contemporâneos, que refletem as características

---

<sup>5</sup> Os modelos espaciais podem ser estudados mais detalhadamente em Almeida (2012).

dos municípios nos anos das eleições. Os dados considerados são de 5.507 municípios brasileiros.

Os dados de votação foram obtidos no Tribunal Superior Eleitoral (TSE). A variável dependente, VOTO, representa a diferença entre 2006 e 2010 do percentual de votos para presidente do PT em relação ao total de votos válidos para presidente no município.

**Quadro 2: Descrição das Variáveis**

Variável	Descrição	Medida	Sinal Esperado	Referencial Empírico	Fonte
VOTO	Percentual de votos do PT para presidente no 2º turno (2006 e 2010)	%		Abensur <i>et al.</i> (2007); Soares e Terron (2008); Carraro <i>et al.</i> (2007); Nicolau e Peixoto (2007);	TSE
PBF1	Valor do Bolsa Família <i>per capita</i> (2006 e 2010)	R\$	Positivo	Nicolau e Peixoto (2007); Soares e Terron (2008);	MDS
PBF2	Número de benefícios do Bolsa Família <i>per capita</i> (2006 e 2010)	Unid.	Positivo	Abensur <i>et al.</i> (2007); Marques <i>et al.</i> (2009);	MDS
GASTO	Repasse de transferências federais voluntárias <i>per capita</i> da União para municípios (2006 e 2010)	R\$	Positivo	Ferreira e Bugarin (2007); Preusler e Portugal (2002); Sakurai (2007)	CGU
CRESC	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> entre 2005 e 2009	R\$	Positivo	Canêdo-Pinheiro (2009); Salvato <i>et al.</i> (2008)	IBGE
IDEO	Percentual de votos de todos os deputados federais do PT (2006 e 2010)	%	Positivo	Almeida <i>et al.</i> (2007); Licio <i>et al.</i> (2009)	TSE
EMP	Taxa de emprego formal (2005 e 2009)	%	Positivo	Salvato <i>et al.</i> (2008)	RAIS
DURB	População urbana por Km <sup>2</sup> (2000 e 2010)	Unid.	Negativo	Canêdo- Pinheiro (2009); Marques <i>et al.</i> (2009); Soares e Terron (2008);	IBGE
EDUC	IFDM-Educação (2005 e 2009)	Varia de 0 a 1	Negativo	Almeida <i>et al.</i> (2007); Carraro <i>et al.</i> (2007); Hunter e Power (2007)	FIRJAN
CRIME	Taxa de homicídios por cem mil habitantes (2005 e 2009)	‰	Negativo	Almeida <i>et al.</i> (2007); Licio <i>et al.</i> (2009)	IPEA
N	<i>Dummy</i> para a região Norte	0 ou 1	Positivo	Abensur <i>et al.</i> (2007); Soares e Terron (2008); Nicolau e Peixoto (2007)	IBGE
NE	<i>Dummy</i> para a região Nordeste	0 ou 1	Positivo		IBGE
S	<i>Dummy</i> para a região Sul	0 ou 1	Positivo		IBGE
CO	<i>Dummy</i> para a região Centro-Oeste	0 ou 1	Positivo		IBGE

Fonte: Elaboração própria

Para medir o efeito do fator Bolsa Família, são utilizadas duas medidas: uma que considera o valor total dos benefícios pagos no ano em relação à população total do município (PBF1) e outra medida que considera o número de benefícios *per capita* em 31 de dezembro do mesmo ano (PBF2). A fonte primária dos dados é o Ministério do Desenvolvimento Social (MDS). Botelho (2002), analisando um painel para Estados entre 1986 e 2000, encontra que o ano eleitoral é de forte ampliação dos déficits e o ano antes das eleições é de ajuste para canalizar recursos para o ano seguinte. Segundo Preusler e Portugal (2002), há uma tendência de maior transferência de recursos em anos eleitorais para projetos que tragam maiores benefícios políticos. Dessa forma, as duas medidas para Bolsa Família foram construídas para os anos das eleições, 2006 e 2010. Espera-se que quanto maior o volume de benefícios do Programa Bolsa Família, maior seja a votação do PT.

A opção por trabalhar com a população total e não com a população-alvo do PBF (pobre), baseia-se nos mesmos argumentos apresentados por Marques *et al.* (2009) e Soares e Terron (2008). Caso a variável referente a Bolsa Família fosse proporcional ao número de pobres, por exemplo, estariam sendo desconsiderados os efeitos indiretos que o Bolsa Família exerce sobre a população do município. Marques *et al.* ressaltam que os efeitos do Programa não se restringem às famílias que são beneficiadas, sendo percebidos pelo restante da comunidade em que estas famílias estão inseridas em função de sua maior ou menor cobertura em relação à população total, seja devido a relações pessoais seja por observações de seu efeito sobre o consumo local. Além disso, os indivíduos reconhecem efeitos como, por exemplo, redução de pobreza, fome, e maior acesso à educação e à saúde, e essa percepção da população como um todo pode influenciar na decisão de voto. Soares e Terron (2008) ainda chamam a atenção para o fato de que a opção por calcular Bolsa Família a partir de uma subpopulação (o que foi feito por Carraro *et al.*, 2007) gera uma dificuldade metodológica em relação à variável dependente, que refere-se aos eleitores do município e não aos eleitores pobres. Seria necessário alterar a variável dependente para porcentagem de votos dados ao PT pelos pobres, contudo, não há informações oficiais de votos por faixa de renda. Ainda que essas informações estivessem disponíveis a questão seria reduzida à influência do Bolsa Família sobre o comportamento eleitoral da população pobre.

Para capturar o efeito dos ciclos políticos de negócios, foi considerada a variável GASTO, que representa a variação das transferências voluntárias *per capita* da União para os municípios. Como relatam Preusler e Portugal (2002), a série de transferências

totais do Governo Federal aos estados e municípios não é a mais indicada para a investigação de oportunismo político, pois entre as transferências existe uma parcela obrigatória referente à parte de arrecadação de impostos, e outra parte voluntária. O valor de transferências voluntárias é uma medida mais adequada para oportunismo político, pois estas não decorrem de determinação constitucional, dependendo apenas da decisão do governante na celebração de acordos ou convênios. Como não está disponível uma série de transferências voluntárias, foi construída uma *proxy* neste trabalho. Foram obtidos os dados de transferências do Governo Federal aos municípios, disponibilizados pela Controladoria Geral da União<sup>6</sup>, e subtraídos os valores referentes às transferências constitucionais e decorrentes de legislação específica. Também foram subtraídos os valores referentes ao Programa Bolsa Família, por estarem sendo considerados separadamente no presente trabalho. Os dados considerados são referentes às transferências de 2010 e 2006, pelos mesmos argumentos apresentados para as variáveis PBF1 e PBF2.

Para mensurar o efeito “É a economia, idiota!”<sup>7</sup> na votação do PT, foram incluídas as variáveis CRESC, que representa o crescimento do PIB *per capita* municipal entre 2005 e 2009, e EMP, que representa a variação da taxa de emprego formal. A variação da taxa de emprego formal foi construída com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), representando o percentual de trabalhadores com vínculo formal sobre o total de trabalhadores do município (com e sem vínculo). O sinal esperado para os coeficiente dessas variáveis é positivo, pois uma melhoria nas condições econômicas deveria representar maior votação para o partido que está no poder.

A densidade demográfica da população urbana (DURB) foi incluída para medir a influência do fator corrupção nas eleições. Espera-se que onde a população urbana fosse maior, mais informada seria e mais sensível ficaria em relação aos atos de corrupção suspeitos de serem efetuados pelo governo federal. Segundo Hunter e Power (2007), o menor acesso aos meios de comunicação, como revistas e jornais, faria com que parte dos eleitores, em especial os mais pobres, não soubesse das denúncias de

---

<sup>6</sup> Os dados estão disponíveis no Portal da Transparência (<http://www.portaldatransparencia.gov.br/>).

<sup>7</sup> A frase foi cunhada por James Carville como um estrategista da campanha presidencial vitoriosa de Bill Clinton em 1992 contra o candidato George Bush. Quando perguntados em que se baseavam as propostas do futuro governo Clinton, a resposta era: “*It’s the economy, stupid!*” A mensagem era clara e direta: o importante para os eleitores é a economia.

corrupção que surgiram antes das eleições de 2006, como, por exemplo, o escândalo do mensalão.

Para captar a influência da coerência ideológica nas eleições, foi incluída a variável IDEO, que considera o percentual de votos de todos os candidatos a deputado federal do PT em relação ao total de votos válidos no município para esse cargo. No trabalho de Almeida *et al.* (2007) os resultados indicaram que o fator político-ideológico foi relevante para a votação do candidato Lula nas eleições de 2002. Como destacado pelos autores, o PT é um partido com forte identidade ideológica. Assim, espera-se uma relação positiva entre a variável IDEO e a variação da votação do PT entre as eleições de 2006 e 2010. A variável EDUC foi incluída para captar o efeito da escolaridade da população do município sobre a votação do PT. O indicador de educação utilizado é o IFDM-EDUC, calculado pela Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro, Assessoria de Pesquisas Econômicas (FIRJAN). Esse indicador é a média ponderada de seis indicadores extraídos do Censo Escolar e do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), ambos do Ministério da Educação (MEC). Espera-se uma relação inversa entre o índice educacional e a votação do PT, como encontrado em Carraro *et al.* (2007).

Foi incluída a variável CRIME, que é a variação da taxa de homicídios por município, para medir o impacto do ambiente de insegurança pública vigente no país sobre o comportamento eleitoral. A taxa de homicídios é calculada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) a partir de dados do DATASUS. Como encontrado em Almeida *et al.* (2007), espera-se que quanto maior a insegurança no município menor seja a votação do PT. Por fim, foram consideradas variáveis dummies para cada região, sendo Sudeste a região de referência.

A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas dos dados, considerados em primeiras diferenças, ou seja, já com os efeitos fixos removidos. Ficam evidentes as disparidades nas características dos municípios considerados. Em relação à variável VOTO, por exemplo, percebe-se que o valor mínimo representa uma queda de 33,96% nos votos entre as eleições de 2006 e 2010, enquanto o valor máximo indica aumento de 77,05%. A variável PBF1 indica que a variação média do valor de benefícios *per capita* do Bolsa Família é de R\$ 39,45, tendo municípios onde houve queda de R\$ 28,45 *per capita* e outros onde houve aumento de R\$ 762,12 *per capita* no período. A média da variação do número de benefícios *per capita* (PBF2) é 0,003. A variável GASTO indica aumento médio de R\$ 98,98 nas transferências voluntárias *per capita*.

**Tabela 1: Estatísticas Descritivas das Variáveis (Dados em Diferenças)**

Variável	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
VOTO	-2,4533	7,9627	-33,9652	77,0510
PBF1	39,4504	33,1643	-28,4528	762,1215
PBF2	0,0038	0,0229	-0,1602	0,5266
CRESC	0,6306	3,9858	-53,1934	200,7610
IDEO	1,0633	9,4844	-54,1400	66,9663
EMP	-1,2952	10,8551	-100,0000	100,0000
DURB	11,4690	84,0344	-3667,4900	2404,5440
GASTO	98,9842	149,4490	-1215,3470	4574,0790
EDUC	0,0706	0,0593	-0,1228	0,3907
CRIME	1,9041	19,1881	-160,8752	156,7398

Fonte: Elaboração própria.

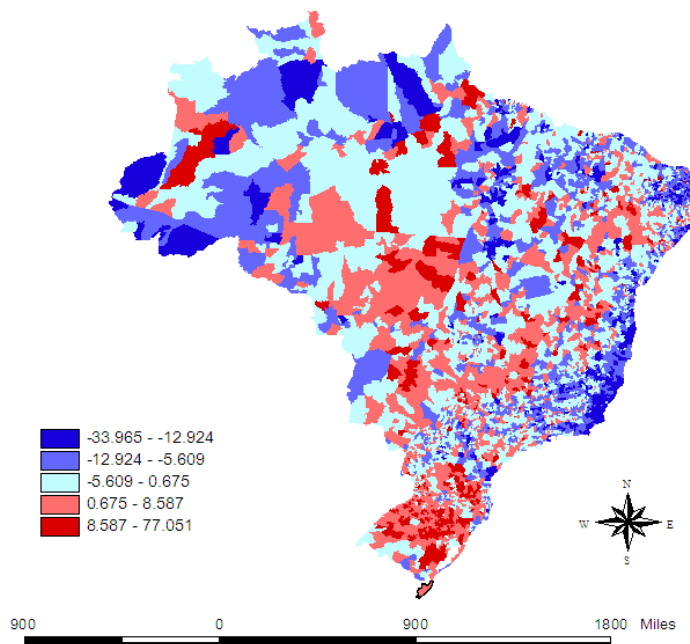
Com base na especificação geral do modelo espacial com efeitos fixos, o modelo empírico-econométrico a ser estimado possui a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta VOTO = & \beta_0 + \rho W \Delta VOTO + \beta_1 \Delta \log PBF + \beta_2 \Delta CRESC + \beta_3 \Delta IDEO + \beta_4 \Delta EMP \\ & + \beta_5 \Delta DURB + \beta_6 \Delta \log GASTO + \beta_7 \Delta EDUC + \beta_8 \Delta CRIME + \beta_9 N + \beta_{10} NE \\ & + \beta_{11} S + \beta_{12} CO + \tau_1 W \Delta \log PBF + \tau_2 W \Delta CRESC + \tau_3 W \Delta IDEO + \tau_4 \Delta EMP \\ & + \tau_5 \Delta DURB + \tau_6 \Delta \log GASTO + \tau_7 \Delta EDUC + \tau_8 \Delta CRIME + \tau_9 N + \tau_{10} NE + \tau_{11} S \\ & + \tau_{12} CO + \lambda W \xi + \varepsilon \end{aligned}$$

A especificação de quais defasagens espaciais serão consideradas no lado direito da equação definirá os modelos espaciais (SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX).

A Figura 1 apresenta a variação percentual da votação do PT para presidente entre as eleições de 2006 e 2010 em relação ao total de votos válidos. Percebe-se um aumento na votação do PT nos municípios da região Sul e Centro-Oeste, principalmente. Houve queda na votação do PT em muitos municípios da região Sudeste e Norte.

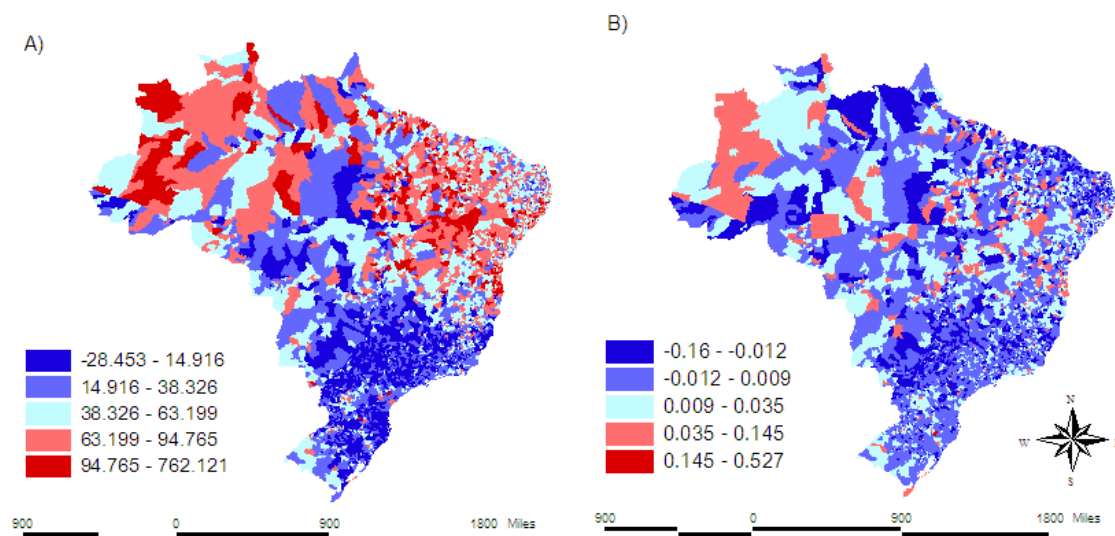
**Figura 1: Variação de Votos do PT para presidente entre as eleições de 2006 e 2010 (%)**



Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 2 é apresentada a distribuição espacial da variação dos benefícios do Bolsa Família. Na parte A) é possível verificar que houve aumento no valor dos benefícios distribuídos para as regiões Norte e Nordeste, que ainda são as regiões menos desenvolvidas do país, com piores indicadores sociais. Isso indica que o Bolsa Família está chegando aos municípios que mais necessitam, que possuem mais famílias em situação de pobreza e extrema pobreza. Na parte B) percebe-se também um aumento no número de benefícios do Programa nessas regiões.

**Figura 2: Variação do Valor dos Benefícios (A) e do Número de Benefícios (B) per capita do Bolsa Família entre 2006 e 2010**



Fonte: Elaboração própria.

Para verificar se a variação da votação do PT para presidente é distribuída aleatoriamente ou se segue algum padrão de associação espacial, ou seja, se o valor dessa variável em um município é influenciado pelo valor nos municípios mais próximos, primeiramente foi feita a escolha da matriz de ponderação espacial. A ideia é que municípios mais conectados entre si interagem mais que municípios menos conectados, e esse grau de conexão costuma ser mensurado pela proximidade entre as regiões (ALMEIDA, 2011). A escolha da matriz de ponderação seguiu o procedimento proposto por Baumont (2004), sendo criadas matrizes rainha, torre e de  $k$  vizinhos mais próximos de 1 a 20.<sup>8</sup> A matriz de ponderação escolhida foi aquela que apresentou maior  $I$  de Moran significativo, neste caso, a de um vizinho mais próximo.

Além da estatística  $I$  de Moran, também foi calculada a estatística  $c$  de Geary. Os resultados dessas estatísticas são apresentados na Tabela 2. A hipótese de aleatoriedade espacial é rejeitada ao nível de 1% de significância. Existe autocorrelação espacial positiva entre a variação de votos do PT entre 2010 e 2006. Tanto o  $c$  de Geary quanto o  $I$  de Moran indicam autocorrelação espacial positiva, ou seja, há uma

<sup>8</sup> As matrizes rainha e torre são matrizes de contiguidade, onde duas regiões são consideradas vizinhas quando compartilham de uma fronteira física comum. As matrizes de  $k$  vizinhos são matrizes cuja convenção de proximidade é baseada na distância geográfica.



similaridade entre os valores de votos do PT e a localização espacial dos votos. Municípios com altos valores desta variável tendem a estar circundados por altos valores de votos do PT nas regiões vizinhas, assim como municípios com baixos percentuais de votos do PT tendem a estar rodeados por municípios também com baixos valores.

**Tabela 2: Teste de autocorrelação espacial global para a variável VOTO**

Estatística	Valor	Desvio-padrão	Z-Value	Prob.
<i>I</i> de Moran	0,6093	0,0191	31,9864	0,0000
<i>c</i> de Geary	0,4034	0,0207	-28,8763	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

#### 4- Resultados

A Tabela 3 apresenta os resultados dos modelos estimados com a variável explicativa PBF1, variação do valor (em R\$) dos benefícios *per capita* do Bolsa Família. Pelos testes de Koenker-Basset e White, não há indicação de heterocedasticidade. O teste de Jarque-Bera indica que os resíduos das regressões não seguem uma distribuição normal, de forma que as estimações foram feitas por Quase Máxima Verossimilhança (QMV), que conduz às propriedades desejáveis: consistência, normalidade assintótica e eficiência assintótica. Não há evidência de problemas de multicolinearidade no modelo. Entretanto, há fortes sinais de que os erros estejam autocorrelacionados espacialmente tanto pelo *I* de Moran quanto pelos multiplicadores de Lagrange, que são estatisticamente significativos. O teste de Multiplicador de Lagrange (ML) da defasagem espacial apresenta maiores valores que o teste na versão do erro espacial, inclusive na versão robusta, indicando que o melhor modelo deveria considerar a defasagem espacial. Como o processo de identificação apontou autocorrelação espacial, se a estimação for feita por MQO o estimador será viesado e inconsistente.<sup>9</sup>

<sup>9</sup>Foi utilizado o procedimento de Baumont (2004) para escolha da matriz de ponderação das regressões, sendo selecionada a matriz  $k=1$  por apresentar maior *I* de Moran no teste dos resíduos da regressão por MQO.

Na Tabela 3<sup>10</sup> estão apresentadas as estimações por MQO utilizando dados agrupados (POLS). É possível notar que a estimação nesse caso superestima a influência do valor dos benefícios do Bolsa Família sobre a votação presidencial. Além disso, o teste nos resíduos da regressão indica a presença de dependência espacial. É apresentada também a estimação por MQO após a remoção dos efeitos fixos (PD). Percebe-se que, a partir do momento que se controla para características não observadas dos municípios, o sinal do coeficiente da variável GASTO, incorporada na regressão para captar o efeito do “ciclo político”, passa a ser o esperado teoricamente. Com controle das características não observadas, o coeficiente da variável DURB, que captura o efeito da corrupção nas eleições, muda de sinal, passando a ser negativo, e o sinal do coeficiente da variável CRESC, incorporada na regressão para captar o efeito “É a economia, idiota” passa a ser positivo, conforme a expectativa teórica. Por sua vez, o coeficiente da variável EDUC também muda de sinal, denotando que, quando se controla para características municipais não observadas, os municípios “mais educados” aumentam a diferença percentual na votação do partido governante. Há alteração também nos coeficientes das variáveis dummy incluídas para as macrorregiões, confirmando a importância do controle dos efeitos fixos.

Em seguida foram estimados os modelos SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX a fim de controlar os efeitos fixos em conjunto com o controle da dependência espacial. Apenas os modelos SAR e SDM não apresentaram evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos. O critério de Akaike indica que, dentre esses dois modelos, o que melhor se ajusta aos dados é o SDM. Este modelo indica que a variável dependente nas regiões vizinhas apresenta interação, assim, a variação de votos em um município influencia e é influenciada pela variação de votos no município vizinho. Ao mesmo tempo, o modelo SDM indica que todas as variáveis explicativas ( $X$ ) possam transbordar espacialmente. Assim, o valor de benefícios *per capita* de Bolsa Família num município, por exemplo, influencia a votação naquele município, mas também nos municípios vizinhos.

---

<sup>10</sup>O  $R^2$  apresentado nas Tabelas 3 e 4 é, na verdade, o pseudo- $R^2$ , que é a correlação ao quadrado entre os valores ajustados pelo modelo e os valores observados (ANSELIN, 1992).

**Tabela 3: Modelos com a variável explicativa Valor de Benefícios *per capita* do Bolsa Família (PBF1)**

VARIÁVEL	POLS	PD	SDM
CONSTANTE	46,8800*** (1,4920)	-5,1100*** (0,2621)	-5,4739*** (0,3376)
LogPBF1	14,0700*** (0,4960)	1,8848*** (0,7676)	1,6517** (0,7599)
LogGASTO	-0,4180 (0,4950)	3,8518*** (0,4943)	3,7255*** (0,4893)
CRESC	-0,0022 (0,0070)	0,0778*** (0,0247)	0,0759*** (0,0245)
IDEO	0,0193* (0,0102)	0,0676*** (0,0104)	0,0662*** (0,0103)
EMP	0,0782*** (0,0089)	-0,0013 (0,0091)	-0,0018 (0,0090)
DURB	0,0015*** (0,0002)	-0,0027** (0,0012)	-0,0029** (0,0011)
EDUC	-25,3600*** (1,2110)	6,3716*** (1,6750)	6,3929*** (1,6570)
CRIME	-0,0007*** (0,0002)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)
N	-3,1140*** (0,4940)	-1,9055*** (0,40134)	-1,9605*** (0,4123)
NE	7,1010*** (0,4100)	-1,3039*** (0,2528)	-1,3320*** (0,2528)
S	-6,1660*** (0,3270)	6,0801*** (0,2838)	5,5579*** (0,2906)
CO	-7,9420*** (0,4460)	2,4729*** (0,3956)	2,3101*** (0,3918)
W_VOTO			0,0858*** (0,0105)
W_LogPBF1			2,8575*** (1,0140)
W_CRESC			0,0599* (0,0350)
W_LogGASTO			1,0067 (0,6769)
R <sup>2</sup>	0,5280	0,5310	0,5193
AIC		37516	37437,5
SC		37602	37549,9
Dep, Espacial	Sim	Sim	Não
Nº de observações	11014	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%. \*\* significativo em 5%. \*significativo em 10%

Erro-padrão entre parênteses

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais *WX* significativas nas estimações.

Os demais modelos estimados são apresentados no Apêndice.

Os resultados do modelo SDM indicam relação positiva e significativa no nível de 5% entre a variação do valor de benefícios do Bolsa Família e a variação de votos do

PT. Assim, nos municípios onde o valor de benefícios *per capita* elevou-se de 2006 para 2010 houve também aumento no percentual de votos válidos recebidos pelo candidato do PT a presidente. Um aumento de 1% no valor de benefícios *per capita* teria o poder de elevar em 1,65% a votação do PT. A defasagem espacial do valor de benefícios ( $W\_logPBF1$ ) indica impacto eleitoral positivo nos municípios vizinhos.

A variação das transferências voluntárias da União ( $logGASTO$ ) para os municípios também é significativa, refletindo a influência dos ciclos políticos sobre a votação do partido. A elevação de 1% nas transferências voluntárias aumenta a votação do PT em 3,72%. O crescimento do PIB municipal apresenta coeficiente significativo em 1%, indicando que o fator econômico também influenciou a eleição do PT.

Observa-se ainda a significância da coerência ideológica, em que um aumento na votação dos candidatos a deputado a federal também representou um aumento na votação do candidato do partido a presidente. Ao contrário do que se esperava, a variável EDUC apresenta sinal positivo, indicando que a melhoria nos indicadores de educação do município rendeu também mais votos ao PT. O resultado faz sentido quando se pensa que uma melhoria no indicador IFDM-EDUC representa, na verdade, um ganho de bem-estar para a população, que diante disso recompensaria o partido no poder. A variável CRIME, por sua vez, apresenta o sinal negativo esperado, de forma que as pessoas que vivem em cidades onde houve aumento da violência, atribuem menos votos ao partido governante. Os resultados apontam ainda que a variação de votos em um município influencia e é influenciada positivamente pela variação de votos no município vizinho.

A Tabela 4 apresenta os resultados das regressões utilizando a variável explicativa PBF2, variação do número de benefícios *per capita* do Programa Bolsa Família. A estimação sem controle de efeitos fixos e de dependência espacial (POLS) superestima a influência do número de benefícios do Bolsa Família sobre a votação. Novamente, há indicação de que os resíduos não seguem distribuição normal, mas são homocedásticos. Há também evidências de autocorrelação espacial, e os testes ML de defasagem indicam que o melhor modelo deveria incorporar a defasagem espacial. Os modelos SAR e SDM não apresentaram evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos, sendo os modelos indicados. O modelo SDM, contudo, apresenta melhor ajuste, segundo o critério de Akaike.

Os resultados do modelo SDM assemelham-se aos obtidos com a variável explicativa PBF1, contudo, o coeficiente da variável PBF2 é maior, indicando que o

número de benefícios *per capita* do Bolsa Família tem maior influência sobre a variação da votação para presidente, considerando as eleições de 2006 e 2010. Dessa forma, a ampliação do número de benefícios pagos parece ter mais efeito que o aumento do valor do benefício. As pessoas votam no partido governante quando recebem recursos do programa, o que, muitas vezes, independe do valor que recebem. Quem recebe R\$ 32,00 ou quem recebe R\$ 306,00 vota no PT porque recebe o benefício e não tanto pelo valor que recebe. Uma variação de 1% no número de benefícios *per capita* teria o efeito de elevar a votação do PT em cerca de 2%.

O crescimento da economia também foi importante para explicar a votação do PT para presidente. O coeficiente positivo da variável GASTO, que representa a variação das transferências voluntárias da União para os municípios, se mantém, corroborando o resultado de que há influência positiva dos ciclos políticos sobre a votação do partido governante. O aumento das transferências também tem influência positiva sobre a votação do PT nos municípios vizinhos ( $W\_logGASTO$ ), potencializando, assim, os efeitos dos ciclos políticos nas eleições presidenciais. A coerência ideológica e a melhoria no indicador de educação também apresentam relação positiva com a variação dos votos no período. O coeficiente da variável CRIME novamente aparece com sinal negativo.

Tanto no modelo considerando PBF1 quanto no modelo que considera PBF2, o coeficiente da variável DURB, densidade da população urbana foi significativa. Quanto maior a densidade da população urbana menor a votação do PT para presidente entre as duas eleições. O coeficiente da variável EMP, variação do emprego formal, não foi significativo nas regressões, semelhante aos resultados encontrados por Layton e Smith (2011) em seu estudo sobre eleições de países latino-americanos. Os sinais dos coeficientes das variáveis *dummy* para regiões indicam que, após o controle das características não observadas, a variação da votação nas regiões Norte e Nordeste é menor que a variação da votação na região Sudeste.

**Tabela 4: Modelos com a variável explicativa Número de Benefícios *per capita* do Bolsa Família (PBF2)**

VARIÁVEL	POLS	PD	SDM
CONSTANTE	82,9800*** (1,4540)	-4,7579*** (0,2402)	-4,6773*** (0,2901)
LogPBF2	15,2000*** (0,5540)	2,3505*** (0,8794)	2,1355*** (0,8727)
LogGASTO	2,0380*** (0,4720)	3,8453*** (0,4938)	3,6999*** (0,4890)
CRESC	-0,0303*** (0,0070)	0,0763*** (0,0247)	0,0753*** (0,0245)
IDEO	0,0274*** (0,0102)	0,0677*** (0,0104)	0,0660*** (0,0103)
EMP	0,0728*** (0,0089)	-0,0010 (0,0091)	-0,0014 (0,0089)
DURB	0,0015*** (0,0002)	-0,0027*** (0,0012)	-0,0029*** (0,0011)
EDUC	-23,3200*** (1,2430)	6,1996*** (1,6755)	6,1896*** (1,6588)
CRIME	-0,0006*** (0,0002)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)
N	-2,4590*** (0,4940)	-1,8594*** (0,3970)	-1,7788*** (0,4031)
NE	7,6460*** (0,4070)	-1,3236*** (0,2533)	-1,3280*** (0,2544)
S	-5,9670*** (0,3310)	6,0253*** (0,2816)	5,4234*** (0,2863)
CO	-8,2180*** (0,4460)	2,5067*** (0,3929)	2,3464*** (0,3893)
W_VOTO			0,0861*** (0,0105)
W_LogPBF2			2,1527* (1,1924)
W_CRESC			0,0589* (0,0351)
W_LogGASTO			1,0896* (0,6771)
R <sup>2</sup>	0,5250	0,5308	0,5196
AIC		37514,9	37440,7
SC		37600,8	37553,1
Dep, Espacial	Sim	Sim	Não
Nº de observações	11014	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%. \*\* significativo em 5%. \*significativo em 10%

Erro-padrão entre parênteses

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais *WX* significativas nas estimações.

Os demais modelos estimados são apresentados no Apêndice.

## 5- Conclusões

Este estudo teve o propósito de estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre a eleição do PT para o cargo de presidente nos anos de 2006 e 2010, removendo das estimações os efeitos fixos advindos de variáveis não observadas, como, por exemplo, preferências individuais, cultura e coronelismo. As estimações foram feitas utilizando o instrumental de econometria espacial, utilizando os modelos SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX. A estimação do modelo espacial por efeitos fixos tem a vantagem de controlar a heterogeneidade não observável nas estruturas econômicas, sociais, institucionais e políticas das regiões. Percebeu-se a importância deste controle, pois houve várias mudanças de sinal de coeficientes quando a estimação controla para as características não observadas dos municípios brasileiros. Assim, depreende-se que as estimativas do impacto do Bolsa Família sobre as eleições feitas sem o controle de efeitos fixos são postas sob suspeita, por serem inconsistentes.

O trabalho contribui para a literatura já existente no sentido de ampliar o debate acerca dos efeitos eleitorais do Programa Bolsa Família, e também por considerar dados da eleição presidencial de 2010. Além disso, é incorporado aos modelos o efeito dos ciclos políticos por intermédio de uma medida de transferências voluntárias da União para os municípios, fator desconsiderado pela maioria dos estudos sobre o tema em questão.

Os resultados indicam que o Programa Bolsa Família teve efeito positivo na variação dos votos do PT nos pleitos para presidente nos anos de 2006 e 2010. Os coeficientes encontrados para o programa são significativos seja quando se considera a variação do valor de benefícios *per capita* ou quando se considera o a variação do número de benefícios *per capita*. As estimações confirmam ainda a hipótese de influência dos ciclos políticos sobre as eleições presidenciais, em que o aumento nas transferências voluntárias da União para os municípios implica em aumento na votação recebida pelo partido governante.

O crescimento da economia foi significativo para eleição do PT para o cargo de presidente. A coerência ideológica e a melhoria no indicador de educação também apresentam relação positiva com a variação dos votos do PT no período. Os resultados indicam ainda que as pessoas que vivem em cidades onde houve aumento da violência atribuem menos votos ao partido governante. Além disso, quanto maior a densidade da população urbana menor a votação do PT para presidente entre as duas eleições.

A partir desses resultados é possível inferir que o Programa Bolsa Família é uma ferramenta com grande potencial eleitoral. O aumento no número de benefícios pagos pelo programa constitui-se uma forma de conquista de mais eleitores. Além disso, a manipulação dos valores de transferências voluntárias aos municípios também se constitui como instrumento de conquista de votos.

## 6- Referências bibliográficas

ABENSUR, Themis; CRIBARI-NETO, Francisco; MENEZES, Tatiane. **Impactos do Programa Bolsa Família nos Resultados das Eleições Presidenciais no Brasil em 2006**. XXXV Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Recife, 2007. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/anp/en2007/051.html>>. Acesso em: 14 Dez. 2011.

ALMEIDA, Eduardo. **Econometria Espacial Aplicada**. 1a. ed. Campinas: Alínea Editora, 2012. v. 1. 498 p.

ALMEIDA, Eduardo Simões de; PEROBELLI, Fernando Salgueiro; FERREIRA, Pedro Guilherme Costa.; FARIA, Weslem Rodrigues. **O fator "agora é Lula" na eleição presidencial de 2002**. 2007.

ANSELIN, L. **SpaceStat Tutorial**. Mimeo., University of Illinois, 1992.

BAUMONT, C. 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.

BOTELHO, Ricardo. **Determinantes do comportamento fiscal dos estados brasileiros**.2002. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Pesquisas Econômicas – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – Universidade de São Paulo.

BRUHN, Kathleen. Social Spending and Political Support: The" Lessons" of the National Solidarity Program in Mexico.**Comparative Politics**, v.28, n.2, p.151-177.1996.

CANÊDO-PINHEIRO, Maurício. Bolsa Família ou Desempenho da Economia? Determinantes da Reeleição de Lula em 2006. In: **XXXVII Encontro Nacional da ANPEC**, 2009, Foz do Iguaçu. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2009/inscricao.on/arquivos/000-2fe45547c2ee01762d90d5759cd9ea0c.pdf>>. Acesso em: 11 Dez. 2011.

CARRARO, Andre; ARAUJO JR, Ari Francisco de; DAMÉ, Otávio Menezes; MONASTERIO, Leonardo Monteiro; SHIKIDA, Cláudio Djissey. **“É a Economia, Companheiro!”: Uma Análise Empírica da Reeleição de Lula com Base em Dados Municipais**. *Ibmec MG WorkingPaper*, 2007. Disponível em <<http://www.ceae.ibmecmg.br/wp/wp41.pdf>>. Acesso em 20 jun. 2011.

DE LA O, Ana. Do Poverty Relief Funds Affect Electoral Behavior? Evidence from a



Randomized Experiment in Mexico. **MIT Working Paper**, Jun. 2007. Disponível em <<http://web.mit.edu/polisci/students/adelaio/DeLaOexperiment2.pdf>>. Acesso em : 19 jan. 2012.

DION, Michelle. The Political Economy of Social Spending: The Mexican Solidarity Program, 1988-1994. **Estudios Sociológicos**, v.18, n.53, May-Aug. 2000.

DUCHATEAU, Philippe V; AGUIRRE, Basilia. Estrutura Política como Determinante dos Gastos Federais. **Economia**, 2010, v. 11, n. 2, p. 305-331.

FERREIRA, Ivan F. S.; BUGARIN, Mauricio S.. Transferências voluntárias e ciclo político-orçamentário no federalismo fiscal brasileiro. **Rev. Bras. Econ.**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 3, Set. 2007 . Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-71402007000300001&lng=en&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402007000300001&lng=en&nrm=iso)>. Acesso em 16 Dez. 2011.

FROYEN, Richard T. **Macroeconomia**. 5 ed. São Paulo: Saraiva, 1999, cap. 18, p 481-486.

HUNTER, Wendy; POWER, Timothy. Rewarding Lula: Executive Power, Social Policy, and the Brazilian Elections of 2006. **Latin American Politics & Society**, v.49, p.1-30. 2007.

LAYTON, Matthew L.; SMITH, Erica. Social Assistance Policies and the Presidential Vote in Latin America. **Americas Barometer Insights**, n. 66, 2011.

LICIO, Cristina *et al.*. Bolsa Família e voto na eleição presidencial de 2006: em busca do elo perdido. **Opin. Publica**, Campinas, v. 15, n. 1, Jun. 2009 . Disponível em:<[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0104-62762009000100002&lng=en&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-62762009000100002&lng=en&nrm=iso)>. Acesso em 01 Nov. 2011.

MARQUES, Rosa Maria; LEITE, Marcel Guedes; MENDES, Áquilas; FERREIRA, Mariana Ribeiro Jansen. Discutindo o papel do Programa Bolsa Família na decisão das eleições presidenciais brasileiras de 2006. **Rev. Econ. Polit.**, São Paulo, v. 29, n. 1, Mar. 2009.

MARQUES, Rosa Maria; MENDES, Áquilas. O social no governo Lula: a construção de um novo populismo em tempos de aplicação de uma agenda neoliberal. **Rev. Econ. Polit.**, São Paulo, v. 26, n. 1, Mar. 2006 .

MENOCAL, Aline Rocha. Do Old Habits Die Hard? A Statistical Exploration of the Politicisation of Progresá, Mexico's Latest Federal Poverty-Alleviation Programme, under the Zedillo Administration. **Journal of Latin American Studies**, v.33, n.03, Aug, p.513-538. 2001.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL. *Bolsa Família: o que é*. 2006. Disponível em <<http://www.mds.gov.br/programas/transferecia-de-renda/programa-bolsa-familia/programabolsa-familia/o-que-e>>. Acesso em: 16 Dez. 2011.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. Relação Anual de Informações Sociais. RAISONline.

MOLINAR, Juan; WELDON, Jeffrey A. **Electoral Determinants and Consequences of National Solidarity**. La Jolla: Center for US–Mexican Studies, University of California, 1994. In: Transforming State Society Relations in Mexico: The National Solidarity Strategyed.

NICOLAU, Jairo; PEIXOTO, Vitor. **As bases municipais da votação de Lula em 2006**. In: FÓRUM NACIONAL. Rio de Janeiro: Instituto de Altos Estudos, 2007. Disponível em: <<http://www.inae.org.br/forum/pforum62a.asp>>. Acesso em: 14 jun. 2011.

ROGOFF, Kenneth. SIBERT, A. Elections and Macroeconomic Policy Cycles. **Review of Economic Studies**, v.55, p.1-16, 1988.

SAKURAI, Sergio Naruhiko. Ciclos políticos nas funções orçamentárias dos municípios brasileiros: uma análise para o período 1990 - 2005 via dados em painel. **Estud. Econ.**, São Paulo, v. 39, n. 1, Mar. 2009 .

SAKURAI, Sergio Naruhiko; GREMAUD, Amaury Patrick. Political business cycles: evidências empíricas para os municípios paulistas (1989 - 2001). **Revista de Economia Aplicada**, v. 11, p. 27-54, 2007.

SAKURAI, Sergio Naruhiko ; MENEZES FILHO, Naercio Aquino. Fiscal policy and reelection in Brazilian municipalities. **Public Choice**, v. 137, p. 301-314, 2008.

SALVATO, Márcio Antônio; ANTUNES, Pietro Calixto; ARAUJO JR., Ari Francisco de; SHIKIDA, Cláudio D. Ciclos políticos: um estudo sobre a relação entre flutuações econômicas e calendário eleitoral no Brasil, 1985-2006. **Revista de Economia e Administração** - v. 7 - n 1 - Jan/Mar 2008.

SOARES, Gláucio; TERRON, Sonia. Dois Lulas: a geografia eleitoral da reeleição (explorando conceitos, métodos e técnicas de análise geoespacial). **Opin. Publica**, Campinas, v. 14, n. 2, Nov. 2008 . Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0104-62762008000200001&lng=en&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-62762008000200001&lng=en&nrm=iso)>. Acesso em: 14 Nov. 2011.

PREUSLER, Athos Prates de Silveira; PORTUGAL, Marcelo Salvino. **Um estudo empírico dos ciclos político-econômicos no Brasil**. Textos Para Discussão, n. 05, PPGE/Departamento de Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2002. Disponível em: <http://www.ufrgs.br/ppge>. Acesso em 16 dez 2011.

TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL. Estatísticas das Eleições. Disponível em: <<http://www.tse.jus.br/eleicoes/>>. Acesso em 15 Jan. 2012.

VIEIRA, Fausto José Araújo. **Ciclos políticos nos municípios brasileiros: interação entre o governo municipal e as demais esferas de governo através das**

**transferências voluntárias**. 2007. Dissertação (Mestrado). Escola de Economia de São Paulo- Fundação Getúlio Vargas.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data**, MIT Press, 2002.

YARAHUÁN, Gabriela Pérez. **Federalism and Electoral Manipulation in Social Welfare Programs in Mexico: from PRONASOL to the Social Infrastructure Fund**. Annual Meeting of the Midwest Political Science Association, Chicago, IL, April 2005. Disponível em: <  
<[http://research.allacademic.com/meta/mpsa05\\_p\\_index.html?filter=F&PHPSESSID=zvblelcnc](http://research.allacademic.com/meta/mpsa05_p_index.html?filter=F&PHPSESSID=zvblelcnc)>. Acesso em 10 fev. 2012.

## APÊNDICE

**Tabela 5: Modelos testados com a variável explicativa Valor de Benefícios per capita do Bolsa Família (PBF1)**

VARIÁVEL	SAR	SEM	SDEM	SLX
CONSTANTE	-4,7305*** (0,2621)	-5,0072*** (0,2710)	-5,8991*** (0,3560)	-6,0053*** (0,3361)
LogPBF1	1,7069** (0,7600)	1,5458** (0,7590)	1,7539** (0,7604)	1,8190*** (0,7669)
LogGASTO	3,7563*** (0,4894)	3,7416*** (0,4884)	3,8194*** (0,4894)	3,8007*** (0,4939)
CRESC	0,0757*** (0,0245)	0,0704*** (0,0244)	0,0758*** (0,0245)	0,0779*** (0,0247)
IDEO	0,0666*** (0,0103)	0,0672*** (0,0104)	0,0668*** (0,0103)	0,0669*** (0,0104)
EMP	-0,0019 (0,0089)	-0,0006 (0,0089)	-0,0006 (0,0089)	-0,0013 (0,0091)
DURB	-0,0029*** (0,0011)	-0,0029*** (0,0011)	-0,0030*** (0,0011)	-0,0028*** (0,0011)
EDUC	6,4115*** (1,6581)	6,7247*** (1,6726)	6,7001*** (1,6705)	6,3518*** (1,6727)
CRIME	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)
N	-1,7791*** (0,3977)	-1,9295*** (0,4306)	-2,0962*** (0,4454)	-2,0663*** (0,4159)
NE	-1,2458*** (0,2504)	-1,3410*** (0,2724)	-1,4268*** (0,2741)	-1,3929*** (0,2550)
S	5,5063*** (0,2874)	6,0153*** (0,3053)	6,0367*** (0,3083)	6,0933*** (0,2872)
CO	2,3525*** (0,3919)	2,4323*** (0,3980)	2,3879*** (0,3976)	2,4201*** (0,3953)
W_VOTO	0,0894*** (0,0104)			
W_LogPBF1			2,8964*** (1,0259)	3,1197*** (1,0236)
W_CRESC			0,0632* (0,0352)	0,0710** (0,0353)
W_LogGASTO			1,3317** (0,6826)	1,5192** (0,6813)
$\lambda$		0,0926***	0,0900***	
R <sup>2</sup>	0,5205	0,5202	0,5187	0,5292
AIC	37446,0	37442,7	37431,7	37501,1
SC	37538,6	37528,6	37537,5	37606,9
Dep, Espacial	Não	Sim	Sim	Sim
Nº de observações	5507	5507	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%. \*\* significativo em 5%. \*significativo em 10%

Erro-padrão entre parênteses

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais  $WX$  significativas nas estimações.

**Tabela 6: Modelos testados com a variável explicativa Número de Benefícios per capita do Bolsa Família (PBF2)**

VARIÁVEL	SAR	SEM	SDEM	SLX
CONSTANTE	-4,4088*** (0,2406)	-4,7152*** (0,2504)	-5,0764*** (0,3048)	-5,1327*** (0,2884)
LogPBF2	2,1959*** (0,8706)	2,0219** (0,8719)	2,1626*** (0,8723)	2,2750*** (0,8810)
LogGASTO	3,7453*** (0,4889)	3,7291*** (0,4880)	3,7980*** (0,4892)	3,7783*** (0,4936)
CRESC	0,0743*** (0,0245)	0,0689*** (0,0244)	0,0754*** (0,0245)	0,0774*** (0,0247)
IDEO	0,0667*** (0,0103)	0,0673*** (0,0104)	0,0666*** (0,0103)	0,0667*** (0,0104)
EMP	-0,0016 (0,0089)	-0,0004 (0,0089)	-0,0002 (0,0089)	-0,0008 (0,0091)
DURB	-0,0029*** (0,0011)	-0,0030*** (0,0011)	-0,0030*** (0,0011)	-0,0028*** (0,0011)
EDUC	6,2519*** (1,6588)	6,5889*** (1,6729)	6,5226*** (1,6719)	6,1259*** (1,6747)
CRIME	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)
N	-1,7418*** (0,3935)	-1,8979*** (0,4267)	-1,9182*** (0,4362)	-1,8719*** (0,4066)
NE	-1,2661*** (0,2510)	-1,3611*** (0,2729)	-1,4276*** (0,2758)	-1,3913*** (0,2566)
S	5,4571*** (0,2853)	5,9715*** (0,3032)	5,9031*** (0,3042)	5,9486*** (0,2830)
CO	2,3791*** (0,3892)	2,4532*** (0,3954)	2,4154*** (0,3952)	2,4625*** (0,3928)
W_VOTO	0,0895*** (0,0105)			
W_LogPBF2			2,3495** (1,2041)	2,4885** (1,2035)
W_CRESC			0,0619* (0,0352)	0,0698** (0,0354)
W_LogGASTO			1,4019** (0,6830)	1,6017*** (0,6815)
$\lambda$		0,0926***	0,0906***	
R <sup>2</sup>	0,5203	0,5201	0,5189	0,5296
AIC	37444,7	37441,4	37434,5	37504,8
SC	37537,3	37527,4	37540,3	37610,6
Dep, Espacial	Não	Sim	Sim	Sim
Nº de observações	5507	5507	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%. \*\* significativo em 5%. \*significativo em 10%

Erro-padrão entre parênteses

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais  $WX$  significativas nas estimações.

## **Bolsa Família, Desigualdade e Bem-Estar**

### **RESUMO**

O objetivo deste artigo é mensurar o efeito do Programa Bolsa Família sobre o bem-estar no período de 2004 a 2009, utilizando a medida de bem-estar de Sen, contribuindo para a literatura ao avaliar o seu impacto sobre a renda e a desigualdade de forma integrada. Além disso, este trabalho controla para a presença de características não observadas, a dependência espacial, e a heterocedasticidade por meio dos erros-padrão robustos e o estimador de Kelejian-Prucha (2010). Os resultados obtidos indicam que o Programa Bolsa Família teve efeito positivo sobre o bem-estar dos municípios brasileiros no período considerado, embora o coeficiente encontrado não seja de grande magnitude.

**Palavras-Chave:** Bolsa Família; medida de bem-estar; desigualdade; econometria espacial.

### **ABSTRACT**

The objective of this paper is to estimate the effect of Bolsa Família on welfare from 2004 to 2009, using Sen's measure of welfare, contributing for the literature in terms of assessing the impact on income or inequality in an integrated way. Besides, this paper controls for the presence of unobserved characteristics, the spatial dependence and heteroscedasticity by means of standard errors robust and Kelejian-Prucha estimator (2010). The results indicate that the Bolsa Família Program had a positive effect on the welfare of the municipalities in the period considered, although the coefficient found is not of great magnitude.

**Keywords:** Bolsa Família; measure of welfare; inequality; spatial econometrics.

**JEL Classification:** D63; C21.

## 1-Introdução

Pela hipótese de Kuznets (1955), o crescimento econômico levaria naturalmente à redução da desigualdade, de forma que crescimento e desigualdade teriam uma relação em forma de um “U” invertido. Sendo tal hipótese verdadeira, a política de desenvolvimento de um país poderia basear-se apenas na promoção do crescimento econômico e este promoveria a redução da desigualdade (MARINHO *et al.*, 2004). A renda elevada e melhor distribuída levaria à solução do problema da pobreza. Embora a hipótese de Kuznets possa ser verdadeira, o tempo até que o crescimento econômico leve à redução da desigualdade social e da pobreza pode ser longo a ponto de imputar custos sociais severos ao país. O Brasil já é uma das maiores economias mundiais, mas ainda apresenta um dos maiores graus de desigualdade social do mundo e é o 84º colocado no ranking mundial do Índice de Desenvolvimento Humano (PNUD, 2011)<sup>11</sup>. Nesse contexto, as políticas de transferência de renda como o Programa Bolsa Família surgem como um instrumento importante para a redução da desigualdade e da pobreza. Como destaca Neri (2006), o objetivo final de políticas públicas não seria a redução da desigualdade de renda em si, mas sim a melhoria do nível de bem-estar social. Por sua vez, o bem-estar social depende da redução da desigualdade, do crescimento econômico e, subjetivamente, da estabilidade econômica.

Parece haver um consenso de que o Programa Bolsa Família teve impacto na redução da desigualdade e, conseqüentemente, no aumento do bem-estar da população brasileira. A proposta deste artigo é analisar o impacto do Bolsa Família não só sobre a desigualdade ou apenas sobre a renda, mas seu efeito sobre o nível de bem-estar dos municípios brasileiros. É comum a utilização do PIB *per capita* como medida de bem-estar, mas essa medida é ineficaz quando não se considera a real distribuição de renda (HERCULANO, 1998; GRUEN e KLASSEN, 2008). Regiões podem ser próximas em termos de PIB *per capita*, mas muito diferentes em termos de qualidade de vida e de educação, por exemplo. Por este motivo, a medida de bem-estar aqui utilizada será a proposta por Sen (1974). O Programa Bolsa Família pode influenciar o bem-estar da população por meio da redução da desigualdade e por meio do aumento da renda, o que pode ser capturado pela medida de bem-estar de Sen, que considera o aumento da renda, mas pondera esse aumento pelo nível de desigualdade.

A análise foi feita utilizando dados municipais, o que possibilita a mensuração

---

<sup>11</sup> Dados disponíveis em : [http://www.pnud.org.br/atlas/ranking/IDH\\_global\\_2011.aspx](http://www.pnud.org.br/atlas/ranking/IDH_global_2011.aspx)

do impacto do Bolsa Família de maneira mais desagregada. O objetivo principal é verificar se municípios que recebem mais recursos do Bolsa Família tiveram melhorias no bem-estar. Além de contribuir com a literatura existente no sentido de mensurar pela medida de Sen o bem-estar proporcionado pelo Bolsa Família e outros fatores em nível municipal, este trabalho controla nas estimações a presença de características não-observadas, a dependência espacial, e a heterocedasticidade utilizando os erros-padrão robustos de White e o estimador KP-HET proposto por Kelejian e Prucha (2010). Os resultados obtidos indicam que o Programa Bolsa Família teve efeito positivo sobre o bem-estar dos municípios brasileiros no período considerado.

O ensaio está organizado da seguinte maneira. Na segunda seção é apresentada a revisão de literatura sobre a medida de bem-estar proposta por Sen e sobre alguns trabalhos acerca do tema bem-estar e desigualdade. Na terceira seção são apresentados os modelos e métodos econométricos utilizados neste trabalho. Em seguida, são apresentados os dados utilizados e a construção das variáveis. A quarta seção apresenta e discute os resultados dos modelos estimados e, por fim, são tecidas as considerações finais na quinta seção.

## 2- Revisão de literatura

### 2.1-A medida de bem-estar proposta por Sen

Numa região com  $n$  habitantes e rendas  $y_1, y_2, \dots, y_n$ , a função de bem-estar social pode ser representada matematicamente por  $BE(y_1, y_2, \dots, y_n)$ . Considerando que a utilidade, ou o bem-estar, de cada um depende da renda auferida pelo indivíduo<sup>12</sup>, pode-se expressar a utilidade de cada indivíduo  $i$  por  $U_i(y_i)$  e a função de bem-estar da população como  $BE = BE[U_1(y_1), U_2(y_2), \dots, U_n(y_n)]$ . Se os dados referentes à renda de cada indivíduo da população estiverem disponíveis, é possível mensurar o bem-estar agregado ou médio (MARINHO *et al.*, 2004). Dada a existência dessa relação positiva entre renda e bem-estar, é comum o uso da renda *per capita* como critério de avaliação do bem-estar social (PENNA *et al.*, 2010).

Contudo, Sen (1974) destaca que se a renda for distribuída de maneira desigual entre os indivíduos, o nível médio do rendimento *per capita* pode não ser uma boa

---

<sup>12</sup>Estes conceitos advêm da teoria de comportamento do consumidor. Utilidade é o nível de satisfação que uma pessoa obtém ao consumir um bem ou exercer uma atividade. A maximização da utilidade está sujeita à restrição orçamentária do indivíduo (MAS-COLLEL *et al.*, 1995).



medida para o bem-estar social nessa economia. Um país pode ter o PIB *per capita* bem mais elevado que outro, mas ter uma expectativa de vida mais baixa caso parte da população não tenha acesso a serviços de saúde e à educação básica (SEN, 1993). Há países em que os cidadãos padecem de fome mesmo quando os números indicam elevada produção de alimentos. Sen (1993) cita o exemplo da fome ocorrida em 1974 em Bangladesh, ano em que o volume de alimentos disponíveis *per capita* foi muito alto, mas inundações acarretaram o desemprego de trabalhadores rurais que, destituídos de salários, não podiam comprar alimento e foram vítimas de inanição. Os alimentos jamais serão distribuídos igualmente entre todas as pessoas simplesmente por estarem disponíveis, assim como um país não terá a renda igualmente distribuída apenas por apresentar crescimento na renda *per capita* média.

Dessa forma, ao mensurar o bem-estar social é importante que se atente não só para a renda *per capita*, mas também para a desigualdade na distribuição dessa renda entre os indivíduos. Neste sentido, Sen (1974) sugere um índice de bem-estar social no qual a renda *per capita* é ponderada de acordo com a forma como é distribuída. Sendo o bem-estar social função da renda média e do índice de desigualdade, esta pode ser escrita como  $BE = BE(Y, I)$ , onde Y representa a renda *per capita* e I um índice de desigualdade de renda. Tomando a medida de desigualdade mais usual, o coeficiente de Gini, pode-se escrever a função de bem-estar proposta por Sen como:

$$BE(Y, G) = Y * (1 - \alpha G)$$

onde:

BE é a medida de bem-estar

Y é a renda *per capita*

$\alpha$  é um parâmetro de aversão à desigualdade

G é o Coeficiente de Gini

Usualmente o parâmetro de aversão à desigualdade,  $\alpha$ , é igualado a 1, representando a aversão absoluta à desigualdade (Penna *et al.*, 2010). Desse modo, a medida de bem-estar proposta por Sen (1974) multiplica a renda *per capita* pela medida de equidade, dada por 1 menos o Coeficiente de Gini. A desigualdade funciona como um redutor de bem-estar. Neri (2006) em estudo para o Brasil mostra que em 2005, por exemplo, a renda domiciliar *per capita* mensal era de R\$ 437,44, ponderando essa renda pela desigualdade medida pelo Coeficiente de Gini daquele ano (0,568), o bem-estar correspondia a R\$ 188,96.

A função de bem-estar proposta por Sen atende à condição de Pareto, em que um aumento na renda de qualquer indivíduo aumenta o bem-estar social desde que nenhum outro indivíduo tenha diminuição de renda (MARINHO *et al.*, 2004). A elasticidade dessa função de bem-estar em relação à renda ( $Y$ ) é 1, e em relação à desigualdade ( $G$ ) é  $-G/(1 - G)$ . Assim, esta medida é mais sensível à renda quanto menor que 0,5 for o coeficiente de Gini. Caso o Coeficiente de Gini seja 0, o que corresponde à completa igualdade de renda, a medida de bem-estar seria extremamente sensível a melhorias na renda. Por outro lado, no caso em que o Coeficiente de Gini fosse igual a 1, ou seja, a completa desigualdade de renda, a renda *per capita* não seria um bom indicador do bem-estar social. Como no Brasil historicamente o Coeficiente de Gini fica acima de 0,5, pode-se dizer que a renda *per capita* isoladamente não é um bom indicador do bem-estar social, o que justifica a escolha pela utilização da medida de Sen.

Como é destacado por Sen (1993), se o sucesso econômico de um país é avaliado unicamente por meio de sua renda e de outros indicadores clássicos de riqueza e saúde financeira, o importante objetivo do bem-estar fica de fora. O sucesso econômico é mais bem medido quando se incorpora a avaliação da capacidade do país em estender e melhorar a qualidade de vida. Sobre isto, Marinho *et al.* (2004) ressaltam que uma sociedade que seja eficiente na produção mas seja ineficiente na distribuição da riqueza seria ineficiente na produção de bem-estar, ao passo que uma boa distribuição de riqueza sem capacidade de produção também torna a sociedade ineficiente.

Ao caracterizar o bem-estar de forma multidimensional, Sen estabelece os conceitos de funcionamentos e capacidades. Funcionamentos seriam as condições objetivas que caracterizam o estado de realizações da pessoa, envolvendo desde estados básicos como estar nutrido, educado, ter boa saúde, estar livre da morte prematura, até realizações mais complexas e subjetivas, como ser feliz (SEN, 1992; 2000). Os funcionamentos fornecem uma medida dos elementos constituintes do bem-estar daquela pessoa. O conceito de capacidades refere-se à liberdade efetiva de um indivíduo para escolher diferentes tipos de vida, tornando possível a realização dos funcionamentos. Tal como o conjunto orçamentário de um indivíduo representa a liberdade para comprar cestas de mercadorias, o conjunto de capacidades representa a capacidade de escolher diferentes conjuntos de funcionamentos (SEN, 2000).

## 2.2- Bem-estar e desigualdade

Soares *et al.* (2007) utilizam a decomposição do Coeficiente de Gini em estudo para analisar os impactos de programas de transferência de renda condicionados (PTRCs) sobre a desigualdade de renda para o Brasil, Chile e México. Os resultados indicam que as transferências oriundas dos PTRCs tiveram papel relevante na redução de desigualdades no México e no Brasil, considerando o período de 1995 (antes dos programas) e 2004 (já na vigência dos programas). Nesses dois países apenas a renda do trabalho foi mais importante que a renda das transferências para a queda no Coeficiente de Gini. Com menos de 1% de participação na renda total, os PTRCs foram responsáveis por 21% da redução da desigualdade nesses dois países. Os autores verificam que o Bolsa Família tem ótima focalização: os 40% mais pobres recebem 80% dos benefícios do programa. Segundo os autores, seria possível expandir a cobertura e/ou valor dos benefícios e obter impactos ainda maiores sobre a desigualdade.

Hoffmann (2005), considerando dados da PNAD para os anos de 2002, 2003 e 2004, divide o rendimento domiciliar em seis componentes: rendimento do trabalho; aposentadorias e pensões oficiais; outras aposentadorias e pensões; doações; aluguéis; juros, dividendos e programas de transferência. Após calcular a razão de concentração de cada parcela, o autor conclui que apenas 10 a 20% da redução da desigualdade podem ser atribuídos a programas de transferência de renda. Em estudo posterior, o autor refaz os cálculos e encontra resultados mais significativos dos programas de transferência para a redução da desigualdade. A decomposição do coeficiente de Gini feita em Hoffmann (2006) mostra que 28% da redução da desigualdade no período entre 1998 e 2004 e 31,4% no período entre 2002 e 2004 seriam em decorrência de programas como o Bolsa Família. Hoffmann (2006) mostra ainda que no Nordeste as transferências de renda são o principal determinante da redução da desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, explicando 65,7% da redução no período 1998-2004 e 86,9% no período 2002-2004.

Soares (2006) encontra que programas de transferência de renda, tais como o Bolsa Família, são responsáveis por  $\frac{1}{4}$  da queda da desigualdade entre 1995 e 2004, enquanto os outros  $\frac{3}{4}$  são atribuíveis à redução da desigualdade nos rendimentos do trabalho. O autor mostra que a única renda cuja concentração muda de forma significativa de 1999 a 2004 é a de juros, dividendos e Bolsa Família, assim, a

contribuição dessa renda deve ser importante para explicar a queda na desigualdade. Essa era a renda mais concentrada em 1995-1998 e passa a ser a segunda renda menos concentrada em 2004. A renda proveniente de juros, dividendos e Bolsa Família foi responsável por uma queda no coeficiente de Gini de 0,78 pontos por meio do efeito concentração e 0,08 por intermédio do efeito renda, considerando o período pós-Real (1995-2004).

Rocha *et al.* (2008) analisaram o impacto do Programa Bolsa Família sobre o bem-estar das famílias beneficiadas em municípios do Ceará no ano de 2007. Os autores concluíram que o Programa tem impacto positivo sobre a frequência escolar e pode assim alavancar o desenvolvimento local. Segundo os autores, o maior nível de escolaridade induzido pelo Bolsa Família contribui para melhorar e ampliar as oportunidades de trabalho, aumentando a renda familiar e reduzindo a pobreza. Além disso, o Bolsa Família teve impacto direto sobre o padrão de consumo dos principais itens que compõem a cesta alimentar básica.

Soares (2010) aponta o sistema de proteção social, principalmente o Bolsa Família e as transferências indexadas ao salário mínimo, como fundamentais para a redução da desigualdade. Para serem alcançadas reduções sustentáveis e continuadas da desigualdade, com melhoras no bem-estar social, Neri (2006) defende que é preciso desmontar o antigo regime de políticas sociais relativamente pouco focado, representado pelo salário mínimo, e enfatizar um novo regime de políticas sociais, representado pelo Bolsa Família. O alto índice de desigualdade de renda talvez seja o principal problema do Brasil, mas, ao mesmo tempo, essa desigualdade significa que a pobreza pode ser reduzida por meio de transferências de renda (NERI, 2006).

O estudo de Grün e Klasen (2008) utiliza medidas que combinam renda média com uma medida de desigualdade para fazer comparações internacionais, intertemporais e globais de bem-estar. Os autores encontram que as medidas que incluem a desigualdade de renda na avaliação do bem-estar têm uma influência significativa nas comparações internacionais de bem-estar. Vários países, incluindo Brasil, México, Chile e os EUA têm níveis consideravelmente mais baixos de bem-estar quando a desigualdade é considerada e, portanto, ficam pior classificados em rankings internacionais de bem-estar do que quando a classificação é feita apenas pela renda *per capita*. Outros países, como Indonésia, Bangladesh, Dinamarca e Canadá tem um grau muito maior de bem-estar do que sua classificação quando se considera a renda. Devido

à alta desigualdade de renda mundial, o bem-estar é muito menor do que seria se os rendimentos fossem mais bem distribuídos.

Usando a medida Sen, o bem-estar dos países considerados no estudo cai entre 15 a 45% para 1960. A consideração da desigualdade na distribuição de renda continua a ter grande impacto sobre a medida de bem-estar nos anos de 1970, 1980, 1990 e 1997. Ao considerar o ano de 1970, usando a medida de Sen, o bem-estar no Brasil é 57% menor do que seria se a renda *per capita* fosse igualmente distribuída. Em 1980, Brasil e Chile continuam a sofrer as maiores reduções no bem-estar e os dados sugerem agravamento da desigualdade. O bem-estar do Brasil é 59,4% menor do que seria se apenas a renda *per capita* fosse considerada. Para o ano de 1990, Grün e Klasen (2008) chamam a atenção para o fato de que o bem-estar do Brasil fica atrás do bem-estar da Indonésia, um país doze posições abaixo no ranking de renda, com menos de metade de sua renda *per capita*. Isto significa que, em 1990, o Brasil poderia gerar o mesmo nível de bem-estar com apenas metade do rendimento, se o rendimento fosse tão uniformemente distribuído como na Indonésia.

Os autores concluem que grandes diferenças na desigualdade entre os países levam a grandes mudanças na classificação de bem-estar. A queda do Brasil neste ranking é o maior exemplo disso. A combinação de crescimento e mudanças nos níveis de desigualdade em conjunto pode conduzir a diferenças muito grandes em alterações no bem-estar. A desigualdade global não é apenas um problema político, econômico e social, é um problema de bem-estar, uma vez que reduz o bem-estar agregado global consideravelmente.

Em estudo com o objetivo de analisar a trajetória da geração de bem-estar e da desigualdade na distribuição da renda nos Estados brasileiros no período de 1986 a 1998, Marinho *et al.* (2004) concluem que a eficiência em gerar renda média é maior do que em gerar bem-estar quando este é mensurado pela medida de Sen. Segundo os autores, isto mostra que a eficiência produtiva é maior e cresce mais rápido que a eficiência distributiva no Brasil.

Penna *et al.* (2010), utilizando dados para os Estados brasileiros para os anos de 1981 a 2008, analisam o processo de convergência da medida de bem-estar social proposta por Sen. No período considerado, além do bem-estar social dos Estados do Norte-Nordeste ainda ser relativamente baixo se comparado aos Estados do Centro-Sul, esta diferença relativa veio se agravando ao longo dos anos. Este resultado é interessante, pois se sabe que os Estados do Norte e Nordeste concentram maior número

de pessoas pobres, e seria de se esperar que as políticas sociais do governo fizessem com que o bem-estar desses Estados convergisse para o bem-estar do Centro-Sul.

O Quadro 3 apresenta o resumo de alguns trabalhos sobre o tema bem-estar e desigualdade. Parece haver um consenso de que o Programa Bolsa Família teve impacto na redução da desigualdade e, conseqüentemente, no aumento do bem-estar da população brasileira. Percebe-se ainda que os estudos em geral utilizam a metodologia de decomposição do Coeficiente de Gini e efetuam as análises em nível nacional, estadual ou para as macrorregiões. Pode-se notar ainda que os trabalhos não controlam a dependência espacial e as características não observadas das regiões em estudo.

**Quadro 3: Resumos de alguns trabalhos sobre bem-estar e desigualdade no Brasil**

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Objetivos</b>	<b>Variáveis utilizadas</b>	<b>Controle da Dependência Espacial</b>	<b>Controle de Caract. Não Observadas</b>	<b>Método</b>	<b>Conclusões</b>
Marinho <i>et al.</i> (2004)	Estados brasileiros	1986 a 1998	Estudar a trajetória da geração de bem-estar e da desigualdade na distribuição da renda dos Estados brasileiros	Outputs: PIB <i>per capita</i> ; IDH; Complementar do coeficiente de Gini vezes o PIB <i>per capita</i> . Inputs: Consumo de Energia; horas trabalhadas <i>per capita</i> .	Não	Não	Método não-paramétrico Data Envelopment Analysis(DEA). Índice de Sem.	A eficiência em gerar renda média é maior do que em gerar bem-estar social quando este é mensurado pela medida de Sen. Isto mostra que a eficiência produtiva é maior e cresce mais rápido do que a eficiência distributiva.
Hoffmann (2005)	Brasil	2002, 2003 e 2004	Avaliar que parcela da redução da desigualdade pode ser atribuída ao PBF	Rendimento domiciliar <i>per capita</i> médio (PNAD). Divide os rendimentos em 6 componentes: rendimento do trabalho; aposentadoria e pensões oficiais; outras aposentadorias e pensões; doações; aluguéis; juros, dividendos e programa de transferência	Não	Não	Decompõe o rendimento em parcelas, calcula a razão de concentração de cada parcela, que mede o grau de desigualdade. Decomposição feita para os índices de Gini, Mehran, e Piesch.	Apenas 10 a 20% da redução da desigualdade podem ser atribuídos a PTRC. Houve redução da pobreza entre 2002 e 2004.
Soares <i>et al.</i> , (2007)	Brasil, Chile e México	1995/96 (antes dos programas) e 2004 (após os programas)	Analisar os impactos de Programas de Transferência de Renda Condicionados (PTRCs) sobre a desigualdade de renda em três países latino-americanos: Brasil, Chile e México.	Rendimento domiciliar <i>per capita</i> (PNAD) agregada em 4 componentes: renda do trabalho, renda da seguridade social, renda de programas de transferência e outras rendas. Coeficiente de Gini.	Não	Não	Coeficiente de Gini e sua decomposição em coeficientes de concentração e pesos relativos de cada fonte de renda.	As transferências de renda tiveram um papel muito relevante na redução das desigualdades no México e no Brasil. Com menos de 1% da renda total, os PTRCs foram responsáveis por 21% da redução da desigualdade no Brasil e no México, graças à sua concentração negativa, produzida pela boa focalização. Nesses dois países, apenas a renda do trabalho foi mais importante que a das transferências para a queda do coeficiente de Gini.
Rocha <i>et al.</i> (2008)	4 municípios do Ceará	2007	Analisar o impacto do Programa Bolsa-Família (PBF) sobre o bem-estar das famílias beneficiadas no Estado do Ceará em 2007	320 questionários – 160 para famílias beneficiadas e 160 para não-beneficiadas (potenciais beneficiárias). Analisa as diferenças nos gastos entre as famílias.	Não	Não	Testes t-Student e H de Kruskal-Wallis para comparação das médias e proporções, respectivamente, e regressão linear simples (MQO).	Impacto positivo do Programa sobre o comportamento temporal da frequência escolar, e pode assim alavancar o desenvolvimento local. O PBF teve impacto direto sobre o padrão de consumo dos principais itens que compõem a cesta alimentar básica.
Penna <i>et al.</i> (2010)	26 Estados brasileiros	1981 a 2008	Analisar o processo de convergência no Brasil da medida de bem-estar social proposta por Sen (1974).	Coeficiente de Gini; PIB real <i>per capita</i> ;	Não	Não	Metodologia de dados em painel proposta em Philips e Sul (2007). Índice de Sen.	Além do bem-estar social dos estados do Norte-Nordeste ainda ser relativamente baixo se comparado aos estados do Centro-Sul, esta diferença relativa veio se agravando ao longo dos anos.

Fonte: Elaboração própria

### 3- Modelos, Métodos Econométrico e Dados

#### 3.1- Modelos e Métodos Econométricos

Este estudo elabora um modelo econométrico-espacial para explicar a variação do bem-estar nos municípios brasileiros no período entre 2004 e 2009. A ideia intuitiva é que os municípios não são independentes entre si, mas interagem espacialmente, influenciando-se mutuamente. Assim, não se pode considerar que somente características observadas exógenas explicam o comportamento da variável dependente  $y$ , mas também os valores desta variável dependente nas regiões vizinhas, bem como características observadas exógenas destas regiões vizinhas.

Para alcançar o objetivo deste trabalho de estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre o bem-estar dos municípios brasileiros, primeiramente foi construído um painel de dados espaciais. A amostra é de 5.507<sup>13</sup> municípios brasileiros com dados para dois períodos ( $T= 2$ ), sendo que o painel é balanceado. Os dados são para um conjunto definido de regiões, e não para regiões selecionadas aleatoriamente.

Não é possível explicar totalmente o que influencia o bem-estar de todos os indivíduos. O bem-estar é influenciado por fatores objetivos e subjetivos. As medidas objetivas, como taxa de emprego, educação, recebimento de transferências de renda, densidade populacional, acesso a serviços básicos, podem ser levadas em consideração por serem indicadores concretos, que podem ser representados numericamente. Por outro lado, o estado de satisfação ou insatisfação se constitui, na realidade, como experiência de caráter pessoal, que só poderia ser medido com base em informações colhidas diretamente de cada indivíduo e, obviamente, levaria a uma medida de bem-estar individual, não necessariamente representativa do bem-estar da população. Na concepção de funcionamentos proposta por Sen (1992; 2000) são incluídos fatores como possuir autorrespeito, ser capaz de participar da vida da comunidade e estar feliz, por exemplo. Assim, optou-se pela estimação por efeitos fixos, que permite controlar os componentes não observados, além de eliminar o viés das variáveis observáveis relevantes omitidas, que não variam com o transcorrer do tempo de análise.

O modelo convencional de efeitos fixos, com dados empilhados, é especificado como:

---

<sup>13</sup> Optou-se por não trabalhar com Áreas Mínimas Comparáveis, pois a variável de interesse (Bolsa Família) não é definida neste nível geográfico artificialmente criado pelo IBGE. A hipótese adotada é de que o perfil dos municípios considerados não se altera significativamente entre os dois anos.



$$y_t = \alpha + X_t \beta + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $\alpha = \{\alpha_1, \dots, \alpha_n\}$  é um vetor que denota os efeitos fixos, ou seja, termos de interceptos não-observados, específicos a cada região e constantes ao longo do tempo de análise. As variáveis explicativas exógenas são denotadas por  $X_t = (X'_{1t}, \dots, X'_{nt})'$ , sendo que  $\beta$  é um vetor de coeficientes que acompanha as variáveis explicativas; e o termo de erro  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$  é idêntica e independentemente distribuído (*i.i.d.*), com média zero e variância constante. O modelo de efeitos fixos é baseado na hipótese de que os efeitos não observados estão correlacionados com as variáveis explicativas.

Para remover os efeitos fixos, foi utilizado o método das Primeiras Diferenças – como o componente não observável é constante,  $\alpha$  desaparece nas primeiras diferenças. Na diferenciação, perde-se um período e, neste caso, passa-se a ter uma *crosssection* (WOOLDRIDGE, 2002). Todos os modelos foram estimados com os dados em primeiras diferenças. O modelo espacial geral com efeitos fixos, com dados na forma empilhada, é especificado genericamente como:

$$y_t = \alpha + \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \tau + \xi_t \quad (2a)$$

$$\xi_t = \lambda W_2 \xi_t + \varepsilon_t \quad (2b)$$

em que  $W_1 y_t$  é a defasagem espacial da variável dependente; as variáveis explicativas exógenas defasadas espacialmente são representadas por  $W_1 X_t = (W_1 X'_{1t}, \dots, W_1 X'_{nt})'$ ; os erros defasados espacialmente são simbolizados por  $W_2 \xi_t$ .<sup>14</sup> A matriz de ponderação espacial  $W$  é definida segundo algum critério, e é mantida inalterada para todos os anos do painel<sup>15</sup>. Finalmente,  $\rho$  e  $\lambda$  são parâmetros espaciais escalares e  $\tau$  é um vetor de coeficientes espaciais. No caso do modelo (2), a hipótese anterior de identificação fica prejudicada porque a defasagem espacial da variável dependente está correlacionada com o termo de erro aleatório, isto é,  $E(W_1 y_t \varepsilon_t) \neq 0$  por conta da endogeneidade espacial. A correta identificação da relação causal expressa pelo modelo (2) dependerá do tratamento dessa endogeneidade espacial.

Dependendo da imposição de restrições aos parâmetros espaciais do modelo geral (2), obtêm-se os modelos espaciais específicos. Neste trabalho foram testados os modelos de defasagem espacial (SAR), de erro autorregressivo espacial (SEM), de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC), o modelo Durbin Espacial

<sup>14</sup> Note que  $W_1$  pode ser igual a  $W_2$ .

<sup>15</sup> O critério utilizado neste trabalho é procedimento de especificação de  $W$  proposto por Baumont (2004).

(SDM), Durbin espacial do erro (SDEM) e o modelo regressivo cruzado espacial (SLX). O modelo SAR com efeitos fixos é obtido com as restrições sobre os parâmetros espaciais de que  $\tau=0$ ,  $\lambda=0$  e  $\rho \neq 0$ . O modelo SEM com efeitos fixos é especificado com as restrições de que  $\rho=0$ ,  $\tau=0$  e  $\lambda \neq 0$ . O modelo SAC envolve  $\rho \neq 0$ ,  $\lambda \neq 0$  e  $\tau=0$ . O modelo SDM com efeitos fixos apresenta as restrições de que  $\lambda=0$ ,  $\rho \neq 0$  e  $\tau \neq 0$ . O modelo SDEM com efeitos fixos é caracterizado por  $\rho=0$ ,  $\tau \neq 0$  e  $\lambda \neq 0$ . A especificação do modelo regressivo cruzado SLX assume que  $\rho=0$ ,  $\lambda=0$  e  $\tau \neq 0$ .<sup>16</sup>

O que se propõe aqui é a adoção do procedimento de especificação geral:

- i) Estima-se o modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sem nenhuma defasagem espacial;
- ii) Os resíduos são testados por meio do teste do *I* de Moran.
- iii) Caso haja evidências de autocorrelação espacial, estimam-se os modelos SAR, SEM, SAC, SDM, SDEM e SLX. O melhor modelo será aquele que não apresentar evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos e apresentar melhor qualidade do ajuste da regressão, medida neste trabalho pelo pseudo- $R^2$ , que é a correlação ao quadrado entre os valores ajustados pelo modelo e os valores observados (ANSELIN, 1992).

Na presença conjunta de heterocedasticidade e autocorrelação espacial, os estimadores de máxima verossimilhança podem ser viesados e inconsistentes, mesmo em grandes amostras (KELEJIAN e PRUCHA, 2010), ao passo que a distribuição assintótica para o estimador de mínimos quadrados de dois estágios espaciais (MQ2EE) de Kelejian e Prucha (1998) não é mais apropriada. Como as estimações apontaram a existência de heterocedasticidade, foram utilizados os estimadores MGM e MQ2EE de Kelejian e Prucha (2010).

Os modelos SEM, SDEM e SAC foram estimados pelo método generalizado de momentos (GMM) de Kelejian e Prucha (1999) em conjunto com o estimador KP-HET para correção da heterocedasticidade (KELEJIAN e PRUCHA, 2010). Além de ser consistente e ter normalidade assintótica, o estimador GMM é computacionalmente simples. O procedimento de Kelejian e Prucha (2010) é uma extensão do método generalizado de momentos (MGM) de Kelejian e Prucha (1999), para acomodar a heterocedasticidade desconhecida. O procedimento possui quatro passos. O primeiro

---

<sup>16</sup> Os modelos espaciais podem ser estudados mais detalhadamente em Almeida (2012).

passo envolve estimar o modelo SEM, SDEM ou SAC por MQO. O segundo passo do procedimento implica utilizar os resíduos de MQO da estimação do modelo de defasagem espacial (SAR), efetuado no passo anterior no método generalizado dos momentos, para se obter a estimativa consistente do parâmetro espacial  $\lambda$ . Convém notar que esse método MGM é parecido com aquele proposto por Kelejian e Prucha (1999), mas que agora apresenta uma adequada modificação em suas condições de momento a fim de acomodar a heterocedasticidade. O terceiro passo envolve usar a estimativa consistente de  $\lambda$  – obtida no passo anterior – para filtrar espacialmente a variável dependente e as variáveis explicativas à la Cochrane-Orcutt. No quarto e último passo, estima-se o modelo com todas essas variáveis filtradas por MQO para obter o vetor desejado de parâmetros.

Os modelos SAR e SDM foram estimados por mínimos quadrados de dois estágios espaciais (MQ2EE) proposto por Kelejian e Prucha (1998), que é uma extensão do estimador de mínimos quadrados de dois estágios, incluindo instrumentos específicos para a variável dependente defasada espacialmente. CARVALHO YWATA e ALBUQUERQUE (2011) citam as seguintes características do estimador de S2SLS: visa à estimação de modelos de regressão linear, com um termo de defasagem espacial da variável resposta do lado direito da equação; permite a estimação de modelos com regressores endógenos; os coeficientes (inclusive o coeficiente do termo de defasagem espacial da variável dependente) são todos estimados por intermédio do procedimento de mínimos quadrados de dois estágios; o coeficiente da defasagem espacial da variável dependente tem como instrumento, para resolver o problema de endogeneidade, as defasagens espaciais dos regressores exógenos; o procedimento permite a incorporação de correções para a presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Estes modelos foram estimados utilizando a correção dos erros-padrão proposta por White.<sup>17</sup>

### 3.2- Dados

O Quadro 4 apresenta as variáveis utilizadas neste trabalho como explicativas do bem-estar.

---

<sup>17</sup> Ver mais detalhes técnicos a respeito desses estimadores em Almeida (2012).

**Quadro 4: Descrição das variáveis**

Variável	Descrição	Medida	Sinal Esperado	Referencial Teórico e Empírico	Fonte
BE	Medida de bem-estar de Sen	R\$	-	Sen (1974); Neri (2006); Grün e Klasen (2008); Marinho et. al (2004); Penna et. al (2010)	
Y	Produto interno bruto <i>per capita</i> (2004 e 2009)	R\$	-	Marinho et. al (2004); Penna et. al (2010); Grün e Klasen (2008)	IBGE
G	Coefficiente de Gini (2000 e 2010)	Varia de 0 a 1	-	Soares et. al (2007); Grün e Klasen (2008); Hoffmann (2005); Marinho et. al (2004); Penna et. al (2010)	IBGE
PBF1	Valor dos benefícios do Bolsa Família <i>per capita</i> (2004 e 2009)	R\$	Positivo	Soares et. al (2007); Hoffmann (2005, 2006); Rocha et. al (2008); Neri (2006); Soares (2006); Soares e Zepeda (2008)	MDS
PBF2	Número de benefícios do Bolsa Família <i>per capita</i> (2004 e 2009)	Unid.	Positivo		MDS
ANALF	Taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais de idade (2000 e 2010)	%	Negativo	Almeida e Barros (1990); Menezes-Filho (2001); Sen (2000); Ribeiro e Menezes (2008); Soares (2010)	IBGE
SANEA	Proporção de domicílios particulares permanentes, com saneamento adequado (2000 e 2010)	%	Positivo	Herculano (1998); Morato (2004); Santos e Kerstenetzky (2007)	IBGE
ENERG	Percentual de pessoas que vivem em domicílios com energia elétrica (2000 e 2010)	%	Positivo	Herculano (1998); Santos e Kerstenetzky (2007)	IBGE
CRIME	Taxa de homicídios por cem mil habitantes (2000 e 2009)	‰	Negativo	Rondon (2003); Teixeira e Serra (2006); Kahn (1999)	IPEA
EMP	Taxa de emprego formal (2004 e 2009)	%	Positivo	Salm (2007); Soares et. al (2007); Hoffmann (2005); Soares (2006);	RAIS
MORT	Taxa de mortalidade infantil (2000 e 2010)	%	Negativo	Sen (1993); Sen (2000)	DATASUS
DURB	População urbana por km <sup>2</sup> (2000 e 2010)	Unid.	Negativo	Westphal (2000); Forattini (1991)	IBGE
N	Dummy para a região Norte	0 ou 1	Positivo		IBGE
NE	Dummy para a região Nordeste	0 ou 1	Positivo		IBGE
S	Dummy para a região Sul	0 ou 1	Positivo		IBGE
CO	Dummy para a região Centro-Oeste	0 ou 1	Positivo		IBGE

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis Y e G serão utilizadas para o cálculo da variável dependente BE, que é a medida de bem-estar de Sen, tal como exposto anteriormente, na seção 2.1. A variável Y é a medida de renda, representada neste trabalho pelo produto interno bruto anual *per capita* a preços correntes. Os dados considerados são referentes aos anos 2004

e 2009 e são disponibilizados pelo IBGE. A opção pela utilização do PIB *per capita* baseia-se nos trabalhos de Marinho et. al (2004), Penna et. al (2010), Grün e Klasen (2008) e justifica-se por ser a variável representativa de renda disponível para os anos de interesse neste trabalho (2004 e 2009).

A medida de desigualdade utilizada neste trabalho é o coeficiente de Gini (G), por ser a medida de desigualdade mais usual entre os analistas (NERI, 2006; SOARES, 2010; CACCIAMALI, 2002). O coeficiente de Gini mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita* e varia de zero a um, sendo que quanto mais próximo de um mais desigual é a sociedade. Dentre os estudos que foram feitos utilizando essa medida de desigualdade para construção da medida de bem-estar de Sen, estão Grün e Klasen (2008), Marinho et. al (2004) e Penna et. al (2010). Como os dados do coeficiente de Gini em nível municipal somente são possíveis de obter a partir dos dados censitários, será considerado neste trabalho o índice para o ano de 2000 (como uma aproximação do valor do índice de 2004) e para o ano de 2010 (que representa bem o índice de desigualdade de 2009). Os dados para o ano de 2000 foram obtidos a partir do Atlas do Desenvolvimento Humano, que utiliza os dados do Censo 2000 do IBGE. Para o ano de 2010, o cálculo foi feito a partir dos microdados do Censo 2010 do IBGE<sup>18</sup>. O coeficiente de Gini é calculado pela seguinte equação (BUCHAN, 2002; HOFFMANN, 2002):

$$G = \frac{2}{n^2 \bar{y}} \sum_{i=1}^n i(y_i - \bar{y})$$

em que

$y$  é a renda *per capita* de um domicílio

$i$  é a posição da renda do domicílio após ordenação crescente dos dados

$\bar{y}$  é renda domiciliar *per capita* média (ou seja, soma das rendas de todos os domicílios/número de observações)

$n$  é o número de observações

Para medir o efeito do Programa Bolsa Família sobre o bem-estar dos municípios brasileiros, foram testadas duas medidas: uma que considera o valor total dos benefícios pagos no ano em relação à população total do município (PBF1) e outra

---

<sup>18</sup>O cálculo foi feito a partir dos microdados do IBGE de “Rendimento Domiciliar (domicílio particular) *Per capita* em Julho de 2010”, com 20.564.500 observações. Considera o rendimento nominal mensal de trabalho e outras fontes de rendimento da pessoa de 10 anos ou mais de idade dividido pelo número de moradores do domicílio, exclusive aqueles cuja condição no domicílio fosse pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico.

que considera o número de benefícios *per capita* em 31 de dezembro (PBF2). As duas medidas foram consideradas para os anos de 2004 e 2009. A fonte dos dados é o Ministério do Desenvolvimento Social (MDS). Espera-se uma relação positiva entre a variação do valor ou do número dos benefícios do Bolsa Família e a variação do bem-estar, seja por sua influência para a redução da desigualdade de renda (SOARES *et al.*, 2007; HOFFMANN, 2005, 2006; SOARES, 2006, 2010), seja por sua influência sobre a renda. Além disso, os próprios objetivos do Bolsa Família relacionam-se à noção de bem-estar proposta por Sen, uma vez que suas condicionalidades visam reforçar o acesso a direitos sociais básicos – saúde, educação, assistência social e segurança alimentar; suas ações e programas complementares visam à inclusão produtiva das famílias, construindo as condições para que os beneficiários superem a situação de vulnerabilidade e deixem de depender do Programa (SILVA E SILVA, 2007; MDS).

Para captar a influência da educação sobre o bem-estar, foi incluída a variável ANALF, que representa a taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais de idade. O analfabetismo limita as capacidades de funcionamentos dos indivíduos (RIBEIRO e MENEZES, 2008; SEN, 2000). Num estudo sobre capital humano e bem-estar em Moçambique, os resultados encontrados por Handa *et al.* (1998) indicam que o nível educacional influencia o estado de saúde, nutrição e a educação da criança, aumenta a influência no nível de consumo *per capita* e o acesso aos serviços sociais. Os resultados destes autores demonstram que educação é um determinante importante do bem-estar social ou não monetário. Além do bem-estar não monetário, a educação pode ser um importante determinante da desigualdade de renda (BARROS, 1995; MENEZES-FILHO *et al.*, 2000; MENEZES-FILHO, 2001). Almeida Reis e Barros (1990) concluem que, se a 1% da população total que está no nível sem educação formal fosse concedida alguma educação primária, a desigualdade salarial seria reduzida em 0,3%. Por outro lado, se a mesma proporção de pessoas fosse transferida do grupo com educação secundária para o grupo com educação universitária, a desigualdade salarial aumentaria em cerca de 1,4%. Assim, o sinal esperado para o coeficiente da variável ANALF é negativo, considerando-se que aumentos em educação primária tendem a reduzir desigualdade (ALMEIDA REIS e BARROS, 1990), melhoram o estado de saúde da criança e aumentam a probabilidade de que esta seja enviada e mantida na escola, melhoram o acesso dos indivíduos a consumo e a serviços, e aumentam a probabilidade de participação social e política (CACCIAMALI, 2002).

A variável SANEA considera a proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado. Pelo conceito do IBGE, é tomado como adequado o domicílio com rede geral de abastecimento de água, rede geral de esgoto e coleta de lixo. O abastecimento de água pela rede geral é a condição mais adequada para as áreas urbanas, pois a potabilidade é assegurada pelos órgãos oficiais de saneamento básico. Quanto ao esgotamento sanitário, é considerada como adequada a conexão com a rede geral. Os serviços de coleta de lixo domiciliar são igualmente importantes, pois evitam que a população dê destinos inadequados ao lixo (MORATO, 2004). Domicílios com abastecimento de água proveniente de poço, nascente, rio ou outra forma, sem banheiro e sanitário ou com escoadouro ligado à fossa rudimentar, vala, rio, lago, mar ou outra forma e lixo queimado, enterrado ou lançado em terreno baldio ou logradouro, em rio, lago ou mar ou outro destino, estão mais sujeitos à contaminação, podendo trazer riscos à saúde da população (MORATO, 2004; SIQUEIRA-BATISTA e SCHRAMM, 2005). O sinal esperado para o coeficiente dessa variável é positivo, pois uma melhoria no saneamento deve implicar em aumento do bem estar.

Para medir a qualidade habitacional, além da variável representativa do saneamento, foi inserida a variável ENER, percentual de pessoas que vivem em domicílios com energia elétrica (HERCULANO, 1998). O acesso a energia elétrica é considerado um serviço público essencial pela Constituição de 1988. Como discorrem Camargo *et al.* (2008), o acesso à energia eleva a qualidade de vida e se configura como conquista de cidadania. O uso da eletricidade permite o acesso à comunicação e à informação, além de proporcionar um sentimento de integração à sociedade. Além disso, o acesso à energia elétrica é uma política estruturante, que abre caminhos para outras políticas tais como inclusão digital. Os autores ponderam ainda que a energia possibilita a extensão do dia para atividades de estudo, trabalho, lazer e integração social. A saúde é beneficiada, pois outras fontes de iluminação (a querosene, vela, diesel, etc.) podem ser substituídas, além de que a energia possibilita a conservação de alimentos em geladeiras ao invés das técnicas antigas (como a de salgar a carne, ou conservá-la na gordura, por exemplo), o que garante melhor qualidade da alimentação. Além disso, a energia elétrica em domicílios rurais ajuda a reter as pessoas no campo, e ao manter o homem em seu meio, respeitando sua cultura, ao mesmo tempo integra o homem ao restante do mundo, permitindo-lhe o acesso a itens de conforto tecnológico. Espera-se uma relação positiva entre essa variável e o bem estar.

O impacto da insegurança sobre o bem estar foi mensurado por meio da utilização da taxa de homicídios por 100 mil habitantes, representada pela variável CRIME. A escolha desse indicador se justifica pelo fato de que é o mais usado para determinar os níveis de violência de uma região, embora não seja o único indicador disponível. O homicídio é considerado um ato violento de maior gravidade e de visibilidade pública e tende a refletir com maior precisão nos números correspondentes à criminalidade violenta (TEIXEIRA e SERRA, 2006). Os dados originais são provenientes do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do DATASUS. Os crimes violentos podem afetar o bem estar das pessoas de diversas formas, independentemente da classe social. Seja pela redução da expectativa de vida, pelo sentimento de insegurança, medo, estresse, que reduzem até mesmo a produtividade do trabalho e a oferta de capital humano (TEIXEIRA e SERRA, 2006; RONDON e ANDRADE, 2003; RONDON, 2003; KAHN, 1999). Seja pela alteração de comportamentos da sociedade que faz com que as pessoas deixem de viajar para determinadas cidades, de morar em certas vizinhanças, de estacionar o carro em determinados lugares, de morar em casas; ou ainda alterem seus estilos de vida, saindo menos de casa, consumindo menos em bares, restaurantes, cinemas, etc., deixem de frequentar cursos noturnos, ou não queiram trabalhar em períodos noturnos (TEIXEIRA e SERRA, 2006; RONDON, 2003; KAHN, 1999). Além disso, a criminalidade faz com que recursos do governo e da própria população que poderiam ser investidos em educação, saúde e lazer sejam direcionados para reforçar a segurança. Por esses motivos, o sinal esperado para o coeficiente estimado dessa variável é negativo.

Para medir o impacto do emprego sobre o bem estar, foi construída a variável EMP, com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), representando o percentual de trabalhadores com vínculo formal sobre o total de habitantes do município. A maior parte da redução da desigualdade verificada no Brasil nos últimos anos deve-se à redução da desigualdade nos rendimentos do trabalho (SOARES, 2006; SOARES *et al.*, 2007; SALM, 2007), o que se deve à expansão do mercado formal de trabalho bem como a reajustes do salário mínimo (KERSTENETZKY, 2009). Salm (2007) chama a atenção para o fato de que enquanto o Brasil apresentar contingentes elevados buscando a subsistência em atividades de baixa produtividade ou simplesmente desempregados, não haverá como melhorar substancialmente a distribuição de renda, por mais que aumentem os índices de frequência à escola ou que se transfira àqueles contingentes mais carentes alguma renda



monetária. Optou-se pela utilização de dados de emprego formal por este oferecer maior sensação de segurança financeira ao indivíduo. O emprego pode oferecer independência de programas assistenciais, gera capacidade de realizar funcionamentos ou a liberdade para ter bem estar, ao possibilitar o acesso aos recursos necessários a uma vida digna, como condições de comprar alimentos e ter moradia. Portanto, espera-se que o sinal do coeficiente dessa variável seja positivo.

A variável MORT representa a variação da taxa de mortalidade infantil, sendo calculada como o número de óbitos (por município de ocorrência) de menores de 1 ano em relação ao total de nascidos vivos. Os dados para o cálculo foram obtidos no DATASUS, para os anos de 2000 e 2010. Essa variável é uma medida de qualidade de saúde, refletindo o funcionamento de estar livre de mortes prematuras (SEN, 1992). Os dados referentes à mortalidade podem ser utilizados para avaliar os programas de saúde e assistência social adotados e identificar aspectos vitais da privação econômica na sociedade (SEN, 1993). Espera-se relação negativa entre a mortalidade infantil e o bem-estar.

Para captar o efeito da densidade urbana sobre o bem-estar, foi construída a variável DURB – população urbana em relação à área do município. A aceleração e o aumento do processo de urbanização, com concentração cada vez maior da população, podem deteriorar a qualidade de vida. A concentração urbana eleva a poluição e a violência, cria congestionamentos no trânsito, aumenta as situações de estresse, tende a exaurir recursos naturais e, muitas vezes, faz com que os serviços de saúde, saneamento, educação e transportes tornem-se insuficientes para o atendimento das necessidades (WESTPHAL, 2000; FORATTINI, 1991). Forattini (1991) cita ainda outros problemas gerados pela alta densidade urbana, como comprometimento da privacidade, do lazer, do relacionamento humano; confinamento, monotonia, condições precárias de habitabilidade e poluição visual. Espera-se um sinal negativo para o coeficiente estimado desta variável. Por fim, foram inseridas variáveis *dummy* para cada macrorregião brasileira, sendo Sudeste a região de referência.

A Tabela 7 apresenta algumas estatísticas descritivas dos dados, considerados em primeiras diferenças. Percebe-se que houve redução do coeficiente de Gini no período considerado, de -0,07, em média. Ao ponderar o PIB *per capita* pelo índice de desigualdade, construindo-se assim a medida de bem-estar proposta por Sen (BE (Y,G)), é possível notar o peso que a desigualdade de renda tem sobre o bem estar no Brasil. A média da variação do PIB *per capita* anual no período entre 2004 e 2009 foi

de R\$ 3.476,40, entretanto, a variação média do bem-estar foi de R\$ 2.370,06, o que representa cerca de 68% da renda. Observa-se também a disparidade de bem-estar entre os municípios brasileiros, sendo que o valor mínimo representa uma queda de R\$ 18.394,36, enquanto o valor máximo indica uma elevação de R\$ 101.617,40. A variável PBF1 indica que a média da variação do valor de benefícios *per capita* do Bolsa Família foi de R\$ 45,93, tendo municípios onde houve queda de R\$ 233,01 *per capita* e outros onde houve aumento de R\$ 1.303,25 *per capita* no período. A média da variação do número de benefícios *per capita* (PBF2) é 0,03.

**Tabela 7: Estatísticas Descritivas das Variáveis (Dados em Diferenças)**

Variável	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Y	3.476,4070	5.821,8160	-55.535,5300	179.662,8000
G	-0,0728	0,0567	-0,3591	0,1868
BE (Y, G)	2.370,0670	3.366,8830	-18.394,3600	101.617,4000
PBF1	45,9305	38,9813	-233,0148	1.303,2570
PBF2	0,0364	0,0310	-0,0357	0,1735
ANALF	-5,5995	3,4854	-33,7900	21,0500
SANEA	8,3253	12,5264	-69,9700	84,0900
ENERG	10,1041	12,5770	-8,3600	80,6600
CRIME	4,3546	20,2003	-120,8795	156,7398
EMP	2,0909	5,7529	-161,5135	145,3111
MORT	-32,5495	283,7621	-8.000,0000	2.975,0000
DURB	11,6674	84,0719	-3.667,4900	2.404,5430

Fonte: Elaboração própria

Com base na especificação geral do modelo espacial com efeitos fixos, o modelo empírico-econométrico a ser estimado possui a seguinte forma:

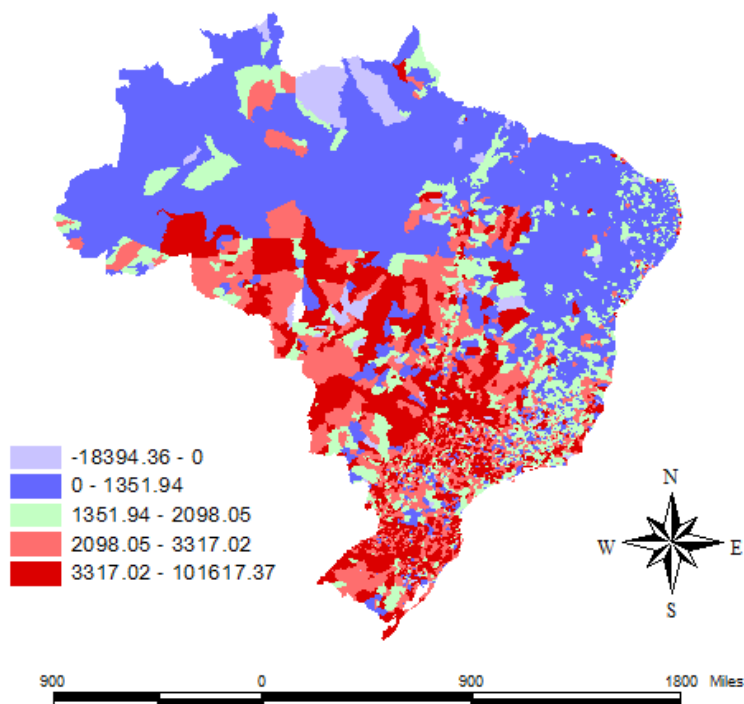
$$\begin{aligned} \Delta BE(Y, G) = & a + c + \rho W \Delta BE(Y, G) + \beta_1 \Delta PBF + \beta_2 \Delta ANALF + \beta_3 \Delta SANEA \\ & + \beta_4 \Delta ENERG + \beta_5 \Delta CRIME + \beta_6 \Delta EMP + \beta_7 \Delta MORT + \beta_8 \Delta DURB \\ & + \beta_9 N + \beta_{10} NE + \beta_{11} S + \beta_{12} CO + \tau_1 \Delta PBF_{it} + \tau_2 \Delta ANALF \\ & + \tau_3 \Delta SANEA + \tau_4 \Delta ENERG + \tau_5 \Delta CRIME + \tau_6 \Delta EMP + \tau_7 \Delta MORT \\ & + \tau_8 \Delta DURB + \tau_9 N + \tau_{10} NE + \tau_{11} S + \tau_{12} CO + \lambda W \xi + \varepsilon \end{aligned}$$

A especificação de quais defasagens espaciais serão consideradas no lado direito da equação definirá os modelos espaciais adequados para se fazer o controle para a autocorrelação espacial (SAR, SEM, SAC, SDM, SDEM e SLX).

A Figura 3 apresenta a variação do bem-estar nos municípios brasileiros entre os anos de 2004 e 2009. Houve aumento de bem-estar na maior parte dos municípios. As

regiões Norte e Nordeste tiveram aumento de bem-estar, porém, em valores inferiores aos observados nas regiões Sudeste, Centro-oeste e Sul, como indicado pelo mapa.

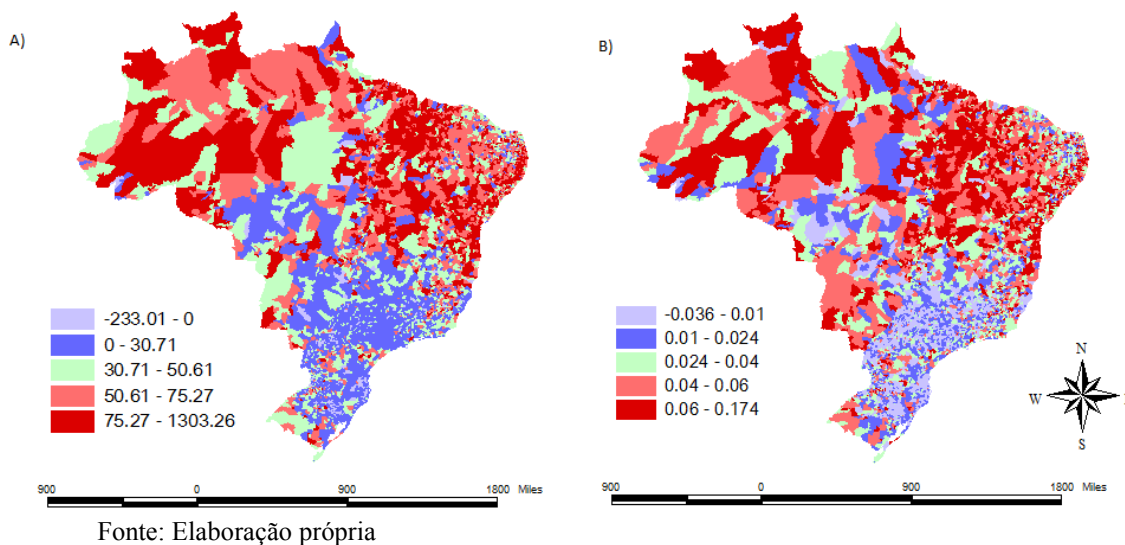
**Figura 3: Variação do bem-estar entre 2004 e 2009 nos municípios brasileiros (em R\$)**



Fonte: Elaboração própria

Na Figura 4 é apresentada a distribuição espacial da variação dos benefícios *per capita* do Bolsa Família. Na parte 2A É possível notar que houve aumento no valor dos benefícios distribuídos para as regiões Norte e Nordeste, que ainda são as regiões menos desenvolvidas do país, com piores indicadores sociais. Na parte 2B pode-se perceber também um aumento no número de benefícios *per capita* nos municípios dessas regiões. Isso indica que o Bolsa Família está chegando aos municípios que mais necessitam, ou seja, que possuem mais famílias em situação de pobreza e extrema pobreza, o que é um sinal de que o programa está focalizado.

**Figura 4: Variação do Valor dos Benefícios (A) e do Número de Benefícios (B) per capita do Bolsa Família entre 2004 e 2009 (em R\$)**



Para verificar se a variação do bem-estar é distribuída aleatoriamente ou se segue algum padrão de associação espacial, ou seja, se o valor dessa variável em um município é influenciado pelo valor nos municípios mais próximos, primeiramente foi feita a escolha da matriz de ponderação espacial. A ideia é que municípios mais conectados entre si interagem mais que municípios menos conectados, e esse grau de conexão costuma ser mensurado pela proximidade entre as regiões. A escolha da matriz de ponderação seguiu o procedimento proposto por Baumont (2004), sendo criadas matrizes rainha, torre e de  $k$  vizinhos mais próximos de 1 a 20.<sup>19</sup> A matriz de ponderação escolhida foi aquela que apresentou maior  $I$  de Moran significativo, neste caso, a de dois vizinhos mais próximos.

Além da estatística  $I$  de Moran, também foi calculada a estatística  $c$  de Geary. Os resultados dessas estatísticas são apresentados na Tabela 8. A hipótese de aleatoriedade espacial é rejeitada no nível de 1% de significância. Existe autocorrelação espacial positiva na variação do bem-estar no período entre 2004 e 2009. O  $I$  de Moran indica autocorrelação espacial positiva, ou seja, há uma similaridade entre os valores de bem-estar e a localização espacial do bem-estar. Municípios com altos valores desta variável tendem a estar circundados por altos valores de bem-estar nas regiões vizinhas,

<sup>19</sup> As matrizes rainha e torre são matrizes de contiguidade, onde duas regiões são consideradas vizinhas quando compartilham de uma fronteira física comum. As matrizes de  $k$  vizinhos são matrizes cuja convenção de proximidade é baseada na distância geográfica.

assim como municípios com baixos valores de bem-estar tendem a estar rodeados por municípios também com baixos valores.

**Tabela 8: Teste de autocorrelação espacial global para a variável BE(Y, G)**

Estadística	Valor	Desvio-padrão	Z-Value	Prob.
<i>I</i> de Moran	0,2318	0,0134	17,2164	0,0000
<i>c</i> de Geary	0,7810	0,0143	-15,2873	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

#### 4- Resultados

A Tabela 9 apresenta os resultados dos modelos estimados com a variável explicativa PBF1, variação do valor dos benefícios *per capita* do Bolsa Família (em R\$) entre 2004 e 2009<sup>20</sup>. Na primeira coluna estão as estimações por MQO utilizando dados agrupados (POLS). Em seguida é apresentada a estimacão por MQO após a remoção dos efeitos fixos (PD). Nota-se que após a remoção dos efeitos fixos a influência do valor de benefícios do Bolsa Família sobre o bem-estar é reduzida. Percebe-se ainda que o coeficiente da variável CRIME, incluída para capturar o efeito da insegurança sobre o bem-estar, deixa de ser significativo para explicar o bem-estar. Há alteração também nos coeficientes das variáveis *dummy* incluídas para as macrorregiões, confirmando a importância do controle dos efeitos fixos.

Pelos testes de Koenker-Basset e White, há indicação de heterocedasticidade. Não há evidência de problemas de multicolinearidade no modelo. Entretanto, há sinais de que os erros estejam autocorrelacionados espacialmente tanto pelo *I* de Moran quanto pelos multiplicadores de Lagrange, que são estatisticamente significativos. O teste de Multiplicador de Lagrange (ML) da defasagem espacial apresenta maiores valores que o teste na versão do erro, indicando que o melhor modelo deveria considerar a defasagem espacial. Como o processo de identificação apontou autocorrelação espacial tanto no modelo com dados agrupados (POLS) quanto no modelo após a remoção de efeitos fixos (PD), se a estimacão for feita por MQO o estimador será viesado e inconsistente.<sup>21</sup>

<sup>20</sup>O R<sup>2</sup> apresentado nas Tabelas 9 e 10 é, na verdade, o pseudo-R<sup>2</sup>, que é a correlação ao quadrado entre os valores ajustados pelo modelo e os valores observados (ANSELIN, 1992).

<sup>21</sup>Foi utilizado o procedimento de Baumont (2004) para escolha da matriz de ponderação espacial (*W*) das regressões, sendo selecionada a matriz de dois vizinhos mais próximos por apresentar maior *I* de Moran no teste dos resíduos da regressão por MQO.

**Tabela 9: Modelos com a variável explicativa Valor de Benefícios *per capita* do Bolsa Família (PBF1)**

VARIÁVEL	POLS	PD	SDM
CONSTANTE	3,08200*** (0,0225)	0,21512*** (0,00449)	0,16731*** (0,01372)
LogPBF1	0,08150*** (0,00731)	0,03376*** (0,00787)	0,03794*** (0,00821)
ANALF	-0,01290*** (0,00033)	-0,00143*** (0,00056)	-0,00129* (0,00062)
SANEA	0,00083*** (0,00009)	0,00052*** (0,00012)	0,00025** (0,00014)
ENERG	0,00361*** (0,00018)	0,00201*** (0,00015)	0,00122*** (0,00021)
CRIME	0,00053*** (0,00011)	0,00001 (0,00007)	0,00004 (0,00009)
EMP	0,01230*** (0,00024)	0,00472*** (0,00026)	0,00461*** (0,00070)
MORT	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00000)	0,00001 (0,00001)
DURB	-0,00001*** (0,00001)	-0,00006*** (0,00002)	-0,00004** (0,00002)
N	0,02140** (0,00870)	-0,04637*** (0,00665)	-0,04474*** (0,00754)
S	0,10600*** (0,00621)	-0,00990** (0,00434)	-0,00820 (0,00433)
NE	-0,06140*** (0,00717)	0,00778* (0,00466)	0,00341 (0,00460)
CO	0,13300*** (0,00839)	-0,01776*** (0,00605)	-0,02228** (0,00674)
W_CRIME			-0,00008*** (0,00003)
W_DURB			-0,00002* (0,00001)
W_SANEA			0,00034*** (0,00006)
W_ENERG			0,00026*** (0,00007)
W_LogBE			0,14943*** (0,05720)
R <sup>2</sup>	0.7195	0.1231	0.1726
Dep. Espacial	Sim	Sim	Não
Nº observações	11014	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%. \*\* significativo em 5%. \*significativo em 10%

Erro-padrão robusto entre parênteses

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais *WX* significativas nas estimações.

Os demais modelos estimados são apresentados no Apêndice.

Em seguida foram estimados os modelos espaciais SAR, SEM, SAC, SDM, SDEM e SLX a fim de controlar os efeitos fixos em conjunto com o controle da

dependência espacial. Para tratar a heterocedasticidade, foram utilizados os estimadores Kelejian e Prucha nos modelos SEM, SAC e SDEM e a correção de erros-padrão de White nos modelos SAR e SDM, como descrito na seção 3.

Apenas o modelo SDM não apresentou evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos. Este modelo indica que a variável dependente nas regiões vizinhas apresenta interação, assim, a variação de bem-estar em um município influencia e é influenciada pela variação de bem-estar no município vizinho. Ao mesmo tempo, o modelo SDM indica que todas as variáveis explicativas ( $X$ ) podem transbordar espacialmente. Assim, o valor de benefícios *per capita* de Bolsa Família num município, por exemplo, influencia o bem-estar naquele município, mas também nos municípios vizinhos.

Os resultados do modelo SDM indicam relação positiva e significativa no nível de 5% entre a variação do valor de benefícios do Bolsa Família e a variação de bem-estar. Assim, nos municípios onde o valor de benefícios *per capita* elevou-se de 2004 para 2009 houve também aumento no bem-estar, o que está de acordo com a literatura e com os objetivos do Programa. Um aumento de 1% no valor de benefícios *per capita* teria o poder de elevar diretamente em 0,03% o bem-estar. Este efeito pouco significativo pode ser explicado pelo fato de o valor dos benefícios representarem uma pequena parcela do PIB (SOARES e ZEPEDA, 2008). Silva e Silva (2007) ressalta que, embora os resultados e impactos decorrentes de Programas de Transferência de renda sejam modestos para superar problemas sociais, como a fome e a pobreza, tais programas podem melhorar a renda das famílias assistidas, visto que essas famílias se encontram num nível econômico de mera subsistência. O efeito direto estimado é de 0,03% sobre o bem-estar da população como um todo, mas nesse todo, há indivíduos que estão tendo suas capacidades ampliadas, e com suas rendas complementadas podem ter acesso a funcionamentos que antes não tinham, como acesso a serviços básicos e a alimentos, por exemplo.

Os resultados indicam relação negativa entre analfabetismo (ANALF) e bem-estar, como esperado. Os acessos a saneamento adequado (SANEA) e à energia elétrica (ENERG) apresentam relação positiva com o bem-estar. As defasagens espaciais dessas variáveis (W\_SANEA e W\_ENERG) indicam que um aumento do acesso a esses serviços básicos eleva o bem-estar dos municípios vizinhos. Tal como esperado, o nível de emprego formal (EMP) também apresenta o efeito de elevar o bem-estar. A densidade urbana (DURB) do município e dos municípios vizinhos (W\_DURB) tem o

efeito de reduzir o bem-estar, tal como indicado pela literatura (WESTPHAL, 2000; FORATTINI, 1991). A defasagem espacial da taxa de homicídios ( $W\_CRIME$ ) indica efeito negativo na insegurança nos municípios vizinhos sobre o bem-estar.

As variáveis *dummy* para as macrorregiões brasileiras indicam que, após a remoção dos efeitos fixos, as regiões Norte, Sul e Centro-Oeste tiveram menor variação de bem-estar que a região Sudeste. Por fim, os resultados indicam que elevações no bem-estar de municípios vizinhos são influenciadas e influenciam o bem-estar. Os coeficiente da taxa de mortalidade infantil (MORT) e da taxa de homicídios (CRIME) não se revelam significativos do ponto de vista estatístico para explicar o bem-estar.

A Tabela 10 apresenta os resultados das regressões utilizando a variável explicativa PBF2, variação do número de benefícios *per capita* do Bolsa Família. Na estimação sem controle de efeitos fixos e de dependência espacial (POLS), a variável PBF2 apresenta relação positiva com o bem-estar. Após a remoção dos efeitos fixos (PD), o coeficiente do número de benefícios do Bolsa Família deixa de ser significativo para explicar o bem-estar dos municípios brasileiros. Novamente há indicação de que os erros não seguem uma distribuição normal e são heterocedásticos. Há também evidências de autocorrelação espacial, e os testes de Multiplicador de Lagrange (ML) indicam que o melhor modelo deve incorporar a defasagem espacial da variável dependente.

Apenas o modelo SDM controlou a dependência espacial nos resíduos, sendo o modelo indicado. Os resultados do modelo SDM, em que a dependência espacial está sendo tratada em conjunto com os efeitos fixos e a heterocedasticidade, indicam que o coeficiente do número de benefícios do Programa Bolsa Família no período considerado não é significativo estatisticamente para explicar as variações de bem-estar. Esse resultado pode estar associado ao fato de que grande parte das pessoas elegíveis para o Programa já foram cobertas, como apontado por Soares (2010), o que implicaria que para elevar o bem-estar o governo federal deveria atuar na elevação do valor da transferência de renda.



**Tabela 10: Modelos com a variável explicativa Número de Benefícios *per capita* do Bolsa Família (PBF2)**

VARIÁVEL	POLS	PD	SDM
CONSTANTE	3,2790*** (0,0243)	0,22429*** (0,00398)	0,17683*** (0,01398)
LogPBF2	0,0588*** (0,00713)	0,00564 (0,00575)	0,00761 (0,00553)
ANALF	-0,0128*** (0,000333)	-0,0014*** (0,00056)	-0,00128*** (0,00062)
SANEA	0,00074*** (0,00009)	0,00048*** (0,00012)	0,00021 (0,00013)
ENERG	0,00377*** (0,00018)	0,00203*** (0,00015)	0,00127*** (0,00022)
CRIME	0,00056*** (0,00011)	1,61529 (0,00057)	0,00004 (0,00008)
EMP	0,01200*** (0,00024)	0,00474*** (0,00026)	0,00464*** (0,00079)
MORT	-0,00001 (0,00001)	3,18129 (0,00006)	0,00001 (0,00001)
DURB	-0,00001*** (0,00001)	-6,0838*** (0,00052)	-0,00004** (0,00001)
N	0,02940*** (0,00867)	-0,04314*** (0,00665)	-0,04094*** (0,00749)
S	0,10300*** (0,00622)	-0,01259*** (0,00430)	-0,01106*** (0,00429)
NE	-0,04930*** (0,00701)	0,00669 (0,00466)	0,00231 (0,00459)
CO	0,13000*** (0,00841)	-0,01392*** (0,00606)	-0,01804*** (0,00663)
W_CRIME			-0,00007*** (0,00003)
W_DURB			-0,00001*** (0,00001)
W_SANEA			0,00032*** (0,00005)
W_ENERG			0,00024*** (0,00006)
W_LogBE			0,15430*** (0,05874)
R <sup>2</sup>	0,7180	0,1203	0,1699
Dep, Espacial	Sim	Sim	Não
Nº observações	11014	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%. \*\* significativo em 5%. \*significativo em 10%

Erro-padrão robusto entre parênteses

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais *WX* significativas nas estimações.

Os demais modelos estimados são apresentados no Apêndice.

## 5- Considerações finais

Este estudo teve o propósito de estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre o bem-estar no período de 2004 a 2009, utilizando a medida de bem-estar de Sen (1974), indo além das análises já encontradas na literatura de impacto sobre a renda ou sobre a desigualdade de forma isolada. Além disso, a análise com dados municipais permitiu a mensuração do impacto do Bolsa Família de forma mais desagregada.

As estimações foram feitas utilizando o instrumental de econometria espacial, adotando os modelos SAR, SEM, SAC, SDM, SDEM e SLX. Foram removidos das estimações os efeitos fixos advindos de variáveis não observadas, como, por exemplo, preferências individuais, fatores subjetivos como ter autorrespeito, estar feliz, ser capaz de participar da vida da comunidade e outros fatores que dependem da experiência pessoal de cada indivíduo. A estimação do modelo espacial por efeitos fixos tem a vantagem de controlar a heterogeneidade não observável nas estruturas econômicas, sociais, institucionais e políticas das regiões. Além do controle dos efeitos fixos e da dependência espacial, este trabalho controlou a heterocedasticidade por intermédio do estimador Kelejian-Prucha de 2010 (para os modelos SEM, SAC e SDEM) e pela correção dos erros-padrão de White (para os modelos SAR e SDM), o que torna os resultados robustos.

Os resultados indicam que o Programa Bolsa Família teve impacto positivo sobre o bem-estar dos municípios brasileiros, embora o coeficiente encontrado não seja de grande magnitude. O efeito pouco relevante provavelmente deve-se ao fato de que o valor de benefícios do Bolsa Família representa uma parcela muito pequena do PIB. Os resultados encontrados sugerem que políticas para elevação do valor de benefícios *per capita* do Bolsa Família podem elevar o bem-estar dos municípios, mas seria necessário elevar muito o valor dos benefícios para alcançar um resultado mais expressivo sobre o bem-estar. A variação do número de benefícios *per capita* não teve significância para explicar o bem-estar no período considerado.

Sabe-se que o Programa Bolsa Família pode complementar a renda de famílias em estado de mera subsistência, oferecendo condições para que os indivíduos realizem os funcionamentos mais básicos, como ter uma alimentação adequada. Entretanto, os resultados deste trabalho indicam que o Bolsa Família é pouco efetivo na elevação do bem-estar dos municípios, sugerindo que o Governo Federal deveria priorizar outras políticas que gerem melhorias na distribuição de renda e que elevem a renda dos

municípios, como política tributária, política de incentivo à indústria e a setores produtivos que gerem empregos, e principalmente políticas de melhorias na área de educação, para redução do analfabetismo e para elevação da qualidade do ensino.

## 6- Referências Bibliográficas

ALMEIDA, Eduardo. **Econometria Espacial Aplicada**. 1a. ed. Campinas: Editora Alínea, 2012. v. 1. 498 p.

ALMEIDA REIS, J. G.; BARROS, Ricardo Paes de. Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, dez. 1990.

ANSELIN, L. **SpaceStat Tutorial**. Mimeo., University of Illinois, 1992.

BARROS, Ricardo Paes de; CAMARGO, José Márcio. Em busca dos determinantes do nível de bem-estar social na América Latina. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 3, dez. 1993.

BARROS, Ricardo Paes de. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Texto para discussão n. 377, 60 p. Rio de Janeiro: IPEA, 1995.

BAUMONT, C. 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.

BUCHAN, Iain. **Calculating the Gini Coefficient of Inequality**. Institute of Public Health, Eastern Region Public Health Observatory (ERPHO), University of Cambridge, UK. 2002. Disponível em: <<https://intranet.nibhi.org.uk/Training/Statistics/Gini%20coefficient.doc>>. Acesso em 10 set. 2012.

CACCIAMALI, Maria Cristina. **Distribuição de renda no Brasil: persistência do elevado grau de desigualdade**. In: Diva Benevides Pinho; Marco Antonio Sandoval de Vasconcellos. (Org.). Manual de Economia. 4 ed. São Paulo: Saraiva, 2002, v. 01, p. 406-422.

CAMARGO, Ednaldo; RIBEIRO, Fernando Selles; GUERRA, Sinclair MalletGuy . O Programa Luz para Todos: metas e resultados. **Espaço Energia**, v. 9, p. 21-24, 2008.

CARVALHO YWATA, Alexandre Xavier de; ALBUQUERQUE, Pedro Henrique de Melo. Métodos e modelos em econometria espacial. Uma revisão. **Revista Brasileira de Biometria, São Paulo, v.29, n.2, p.273-306, abr.-jun. 2011**.

FORATTINI, Oswaldo Paulo. Qualidade de vida e meio urbano. A cidade de São Paulo, Brasil. **Rev. Saúde públ.**, São Paulo, 25: 75-86, 1991.

GRÜN, Carola; KLASSEN, Stephan. Growth, inequality, and welfare: comparisons across space and time. **Oxford Economic Papers**, v. 60, n. 2, p. 212-236, 2008.

HANDA, Ashu; OMAR, Farizana; IBRAIMO, Maimuna. **Capital Humano e Bem-Estar Social em Moçambique**. Capital Humano e Bem-Estar Social em Moçambique. IN: Pobreza e Bem-Estar em Moçambique 1996-97. Ministério do Plano e Finanças. Universidade Eduardo Mondlane. Instituto Internacional de Pesquisa em Políticas Alimentares. Dezembro 1998. Disponível em: <[www.ifpri.org/sites/default/files/pubs/portug/pubs/books/ch5.pdf](http://www.ifpri.org/sites/default/files/pubs/portug/pubs/books/ch5.pdf)>. Acesso em 09 ago. 2012.

HERCULANO, Selene. A qualidade de vida e seus indicadores. **Ambiente e Sociedade**. v.1, n. 2, jan./jun,1998.

HOFFMANN, Rodolfo. **Estatística para Economistas**. 3ª edição. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2002, 430 p.

\_\_\_\_\_. As transferências não são a causa principal da redução da desigualdade. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 2. p. 335-341, Dezembro, 2005.

\_\_\_\_\_. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**. Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 55-81, junho de 2006.

KAHN, Tulio. Os custos da violência: quanto se gasta ou deixa de ganhar por causa do crime no Estado de São Paulo. **São Paulo Perspec.**, São Paulo, v. 13, n. 4, Dec. 1999. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-88391999000400005&lng=en&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-88391999000400005&lng=en&nrm=iso)>. Acesso em 18 set. 2012.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **J. Real State Finance Econ.**, Dordrecht, v.17, n.1, p.99-121, 1998.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model. **International Economic Review** 1999; 40: 509–533.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. Estimation of spatial regression models with autoregressive errors by two-stage least squares procedures: a serious problem. **International Regional Science Review**, Philadelphia, v.20, n.1, p.103-111, 1997.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. HAC Estimation in a Spatial Framework. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v.140, n.1, p.131-154, 2007.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 157, n.1, p. 53-67, 2010.

KERSTENETZKY, Celia Lessa. Desigualdade e pobreza: lições de Sen. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n .42, p. 113-122, fev 2000.

\_\_\_\_\_. Redistribuição e desenvolvimento? A economia política do Programa Bolsa Família. **Dados**, Rio de Janeiro, v. 52, n. 1, Mar. 2009.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, 45(1), p. 1-28, 1955.

MARINHO, Emerson; SOARES, Francisco; BENEGAS, Mauricio. Desigualdade de Renda e Eficiência Técnica na Geração de Bem-Estar entre os Estados Brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 4, 2004.

MAS-COLELL, Andreu; WHINSTON, Michael D.; GREEN, Jerry R. **Microeconomic theory**. Oxford University Press, New York, 1995.

MENEZES-FILHO, Naércio; FERNANDES, Reynaldo; PICCHETTI, Paulo. **A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90**. In: HENRIQUES R. (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro, IPEA, 2000.

MENEZES-FILHO, Naércio. **A Evolução da Educação no Brasil e seu Impacto no Mercado de Trabalho**. Instituto Futuro Brasil, 2001.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. Relação Anual de Informações Sociais. RAISONline.

MORATO, Rúbia Gomes. **Análise da Qualidade de Vida Urbana no Município de Embu/SP**. Dissertação (Mestrado em Geografia Física) 2004 – Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo.

NERI, Marcelo. Desigualdade, estabilidade e bem-estar social. EPGE-FGV: **Ensaio Econômico**, n. 637, 2006.

\_\_\_\_\_. **Miséria, desigualdade e estabilidade**. In: Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente. Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea (Orgs), Rio de Janeiro. 2007.

PENNA, Christiano M.; LINHARES, Fabrício. BARBOSA, Eveline. TROMPIERI NETO, Nicolino. ANÁLISE DAS DISPARIDADES DE BEM-ESTAR ENTRE OS ESTADOS DO BRASIL. In: **XXXVIII Encontro Nacional de Economia ANPEC**, 2010, Salvador.

RIBEIRO, Cláudio Oliveira; MENEZES, Roberto Goulart. Políticas públicas, pobreza e desigualdade no Brasil: apontamentos a partir do enfoque analítico de Amartya Sen. **Revista Textos & Contextos**, Porto Alegre, v. 7 n. 1 p. 42-55. jan./jun. 2008, 42-55.

ROCHA, Leonardo Andrade; KHAN, Ahmad Saeed; LIMA, Patrícia Verônica Pinheiro Sales. **Impacto do Programa Bolsa Família sobre o bem-estar das famílias beneficiadas no Estado do Ceará**. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. (Org.). Economia do Ceará em Debate, 2008.

RONDON, Vinícius Velasco. Custos da Criminalidade no Município de Belo Horizonte: duas abordagens sobre as perdas de bem-estar. Dissertação de mestrado. Cedeplar/UFMG. Belo Horizonte, 2003.

RONDON, Vinícius Velasco; ANDRADE, Mônica Viegas. Custo da criminalidade em Belo Horizonte. **Economia**, v. 4, n. 2, p. 223-259, 2003.

SALM, Cláudio. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma leitura crítica**. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. cap.8, p.279-298.

SANTOS, Larissa; KERSTENETZKY, Celia Lessa. **Pobreza como privação deliberada: o caso da favela do Vidigal no Rio de Janeiro**. Niterói: Universidade Federal Fluminense. Texto para discussão n. 223, agosto/2007.

SEN, Amartya. Informational bases of alternative welfare approaches. Aggregation and income distribution. **Journal of Public Economics**, 3, 387-403, 1974.

\_\_\_\_\_. **Inequality reexamined**. Nova York, Russel Sage Foundation, 1992.

\_\_\_\_\_. A economia da vida e da morte. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, ano 8, n. 23, 1993.

\_\_\_\_\_. **Desenvolvimento como Liberdade**. Trad. Laura Teixeira Motta. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

SILVA E SILVA, Maria Ozanira da. O Bolsa Família: problematizando questões centrais na política de transferência de renda no Brasil. **Ciência e Saúde Coletiva**, V. 12, N. 6, dez. 2007, pp. 1429.

SIQUEIRA-BATISTA, Rodrigo; SCHRAMM, Fermin Roland. A saúde entre a iniquidade e a justiça: contribuições da igualdade complexa de Amartya Sen. **Ciênc. saúde coletiva**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, Mar. 2005 . Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1413-81232005000100020&lng=en&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-81232005000100020&lng=en&nrm=iso)>. Acesso em 08 Set. 2012.

SOARES, Sergei Suarez Dillon. O ritmo na queda da desigualdade no Brasil é aceitável? **Rev. Econ. Polit.**, São Paulo, v. 30, n. 3, Set. 2010 .

\_\_\_\_\_. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, Jun. 2006.

SOARES, Sergei Suarez Dillon; OSÓRIO, Rafael Guerreiro; SOARES, Fábio Veras; MEDEIROS, Marcelo; ZEPEDA, Eduardo. **Programas de transferência condicionada de renda no Brasil, Chile e México: impactos sobre a desigualdade**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. Texto para Discussão, n. 1293.

SOARES, Sergei Suarez Dillon; ZEPEDA, Eduardo. Todas as Transferências de Renda Diminuem a Desigualdade?. **One Paper**, n. 36, Jan. 2008. Centro Internacional da Pobreza.

TEIXEIRA, Evandro Camargos; SERRA, Maurício Aguiar. O impacto da criminalidade no valor da locação de imóveis: o caso de Curitiba. **Economia e Sociedade**, v. 15, n. 1 (26), p. 175-207. Campinas, jan-jun 2006.

WESTPHAL, Márcia Faria. O Movimento Cidades/Municípios Saudáveis: um compromisso com a qualidade de vida. **Ciênc. saúde coletiva**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 1, 2000 .

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data**, MIT Press, 2002.

## APÊNDICE

**Tabela 11: Modelos testados com a variável explicativa Valor de Benefícios *per capita* do Bolsa Família (PBF1)**

VARIÁVEL	SAR (White)	SEM (KP-HET)	SAC (KP-HET)	SDEM (KP-HET)	SLX
CONSTANTE	0,13909*** (0,01380)	0,21853*** (0,00513)	0,13672*** (0,01461)	0,20303*** (0,00554)	0,20027*** (0,00492)
LogPBF1	0,03204*** (0,00828)	0,03433*** (0,00870)	0,03010*** (0,00707)	0,03920*** (0,00861)	0,03965*** (0,00783)
ANALF	-0,00114* (0,00062)	-0,00131** (0,00066)	-0,00116** (0,0005)	-0,00129** (0,00066)	-0,00142*** (0,00056)
SANEA	0,00031** (0,00014)	0,00029*** (0,00013)	0,00045*** (0,00013)	0,00028** (0,00013)	0,00032*** (0,00012)
ENERG	0,00153*** (0,00018)	0,00184*** (0,00017)	0,00157*** (0,00017)	0,00127*** (0,00021)	0,00127*** (0,00020)
CRIME	0,00001 (0,00009)	0,00003 (0,00008)	-0,00001 (0,00007)	0,00002 (0,00008)	0,00004 (0,00007)
EMP	0,00455*** (0,00076)	0,00459*** (0,00077)	0,00441*** (0,00077)	0,00458*** (0,00076)	0,00469*** (0,00026)
MORT	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)
DURB	-0,00005** (0,00002)	-0,00005** (0,00003)	-0,00005*** (0,00002)	-0,00004** (0,00001)	-0,00004** (0,00002)
N	-0,03764*** (0,00708)	-0,04540*** (0,00831)	-0,03659*** (0,00570)	-0,05255*** (0,00860)	-0,05081*** (0,00703)
S	-0,00607 (0,00433)	-0,00962* (0,00514)	-0,00632* (0,00341)	-0,00990** (0,00505)	-0,01003** (0,00432)
NE	0,00361 (0,00452)	0,00990** (0,00525)	0,00303 (0,00361)	0,00381 (0,00536)	0,00384 (0,00489)
CO	-0,01709* (0,00675)	-0,01865** (0,00814)	-0,01608*** (0,00514)	-0,02515*** (0,00811)	-0,02364*** (0,00604)
W_CRIME				-0,00007** (0,00003)	-0,00031*** (0,00013)
W_DURB				-0,00002*** (0,00001)	-0,00008*** (0,00003)
W_SANEA				0,00036*** (0,00006)	0,00155*** (0,00021)
W_ENERG				0,00035*** (0,00006)	0,00136*** (0,00026)
W_LogBE	0,32389*** (0,05454)		0,33047*** (0,06434)		
$\lambda$		0,18104*** (0,01344)	-0,29163*** (0,05168)	0,17196*** (0,01360)	
R <sup>2</sup>	0,1731	0,1224	0,1725	0,1383	0,1385
Dep. Espacial	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Nº observações	5507	5507	5507	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%. \*\* significativo em 5%. \*significativo em 10%

Erro-padrão robusto entre parênteses

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais  $WX$  significativas nas estimações.



**Tabela 12: Modelos testados com a variável explicativa Número de Benefícios *per capita* do Bolsa Família (PBF2)**

VARIÁVEL	SAR (White)	SEM (KP-HET)	SAC (KP-HET)	SDEM (KP-HET)	SLX
CONSTANTE	0,14645*** (0,01392)	0,22761*** (0,00489)	0,14352*** (0,01515)	0,21395*** (0,00532)	0,21147*** (0,00441)
LogPBF2	0,00657 (0,00559)	0,00655 (0,00563)	0,00567 (0,00506)	0,00785 (0,00559)	0,00739 (0,00571)
ANALF	-0,00113* (0,00062)	-0,00132*** (0,00066)	-0,00114*** (0,00053)	-0,00130*** (0,00066)	-0,00141*** (0,00056)
SANEA	0,00026** (0,00013)	0,00026*** (0,00013)	0,00041*** (0,00013)	0,00024** (0,00013)	0,00029*** (0,00012)
ENERG	0,00154*** (0,00017)	0,00187*** (0,00017)	0,00157*** (0,00018)	0,00132*** (0,00021)	0,00132*** (0,00020)
CRIME	0,00001 (0,00008)	0,00003 (0,00008)	-0,00001 (0,00007)	0,00002 (0,00008)	3,72650 (0,00057)
EMP	0,00457*** (0,00078)	0,00461*** (0,00078)	0,00442*** (0,00078)	0,00459*** (0,00078)	0,00472*** (0,00026)
MORT	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	3,22789 (0,00006)
DURB	-0,00004** (0,00002)	-0,00005*** (0,00002)	-0,00004*** (0,00002)	-0,00001*** (0,00002)	-3,8338*** (0,00052)
N	-0,03464*** (0,00704)	-0,04240*** (0,00828)	-0,03356*** (0,00565)	-0,04895*** (0,00858)	-0,04695*** (0,00703)
S	-0,00850** (0,00429)	-0,01229*** (0,00512)	-0,00863*** (0,00335)	-0,01290*** (0,00504)	-0,01312*** (0,00428)
NE	0,00247 (0,00452)	0,00860* (0,00525)	0,00205 (0,00358)	0,00257 (0,00537)	0,00271 (0,00491)
CO	-0,01368** (0,00665)	-0,01510* (0,00804)	-0,01265*** (0,00502)	-0,02098*** (0,00793)	-0,01913*** (0,00605)
W_CRIME				-0,00007*** (0,00004)	-0,00031*** (0,00013)
W_DURB				-0,00002*** (0,00001)	-0,00008*** (0,00003)
W_SANEA				0,00034*** (0,00005)	0,00149*** (0,00021)
W_ENERG				0,00033*** (0,00006)	0,00131*** (0,00025)
W_LogBE	0,32851*** (0,05541)		0,33591*** (0,06662)		
$\lambda$		0,18112*** (0,01347)	-0,30134*** (0,05217)	0,17281*** (0,01363)	
R <sup>2</sup>	0,1705	0,1195	0,1699	0,134578	0,1347
Dep, Espacial	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Nº observações	5507	5507	5507	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%. \*\* significativo em 5%. \*significativo em 10%

Erro-padrão robusto entre parênteses

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais  $WX$  significativas nas estimações.

## O Efeito do Programa Bolsa Família Sobre a Pobreza

### RESUMO

O objetivo deste artigo é estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre a pobreza nos municípios brasileiros no período de 2004 a 2009, utilizando a medida de pobreza de Sen. Este trabalho controla para a presença de características não observáveis, a dependência espacial, a heterocedasticidade, além de controlar a endogeneidade entre Bolsa Família e pobreza. Os resultados encontrados indicam que o Programa Bolsa Família teve pouca influência para redução da pobreza e da indigência nos municípios brasileiros.

**Palavras-chave:** Bolsa Família; pobreza; dependência espacial; heterocedasticidade; endogeneidade.

### ABSTRACT

The objective of this paper is to estimate the effect of Bolsa Família on poverty in Brazilian municipalities from 2004 to 2009, using the Sen's poverty measure. This paper controls for the presence of non observable characteristics, the spatial dependence, the heteroscedasticity, besides controlling the endogeneity between poverty and BolsaFamília. The results indicate that the BolsaFamília Program had little influence on poverty and indigence reduction across Brazilian municipalities.

**Keywords:** BolsaFamília; poverty; spatial dependence; heteroskedasticity; endogeneity.

**JEL classification:** I32, C21.

## 1- Introdução

Este artigo analisa o papel do Programa Bolsa Família sobre a variação da pobreza nos municípios brasileiros entre os anos de 2004 e 2009. O Programa Bolsa Família atua em três eixos com o objetivo de reduzir a pobreza: transferência direta de renda, condicionalidades, e ações e programas complementares (MDS, 2012). A transferência direta de renda visa ao alívio imediato da pobreza; as condicionalidades ampliam o acesso a direitos sociais básicos nas áreas de educação, saúde e assistência social; e os programas complementares visam a promover oportunidades e condições para que os beneficiários superem a pobreza de forma sustentável.

Os trabalhos sobre o tema chegam a conclusões divergentes quanto à efetividade do Programa para a redução da pobreza. Para alguns, a renda limite para enquadramento no PBF é muito baixa, o que restringe o alcance a famílias em situação de extrema pobreza (SILVA E SILVA, 2007; MARQUES e MENDES, 2008); o valor do benefício é muito baixo e destina as famílias a permanecerem na extrema pobreza (SILVA E SILVA, 2007; KERSTENETZKY, 2009; YAZBEK, 2012; MARINHO *et al.*, 2011; SCHWARTZMAN, 2006); ou as ações e programas complementares não são eficientes para dar autonomia às famílias (SILVA E SILVA, 2007; MARQUES, 2008). Em outros estudos, contudo, a conclusão é de que as transferências condicionadas de renda, como o Bolsa Família, foram fundamentais para a redução da pobreza observada no Brasil nos últimos anos, e haveria crescimento da pobreza se as transferências não existissem (HOFFMANN, 2006; SOARES *et al.*, 2010; SOARES e ZEPEDA, 2008). Giambiagi e Franco (2007) entendem que programas mais bem focalizados, como o Bolsa Família, são bem mais eficazes que políticas de salário mínimo para atingir o objetivo de combater a miséria.

Os estudos sobre a relação entre o Programa Bolsa Família e pobreza, em geral, não consideram municípios como região de análise. Além disso, faltam estudos que levem em consideração a dependência espacial entre as regiões. Neste sentido, este trabalho pretende contribuir para a literatura existente ao utilizar dados municipais na análise, controlando as características idiossincráticas não-observadas em conjunto com a dependência espacial, e a heterocedasticidade por meio dos estimadores HAC e de Kelejian e Prucha, proposto em 2010 (doravante denominado de KP-HET). O artigo também trata a potencial endogeneidade, ou causalidade reversa, existente entre os benefícios do Bolsa Família e a pobreza. A medida de pobreza utilizada é o índice de

Sen (1976) e são incorporados na análise fatores que refletem o aspecto multidimensional da pobreza, tais como acesso a serviços básicos e ao mercado de trabalho.

O artigo está organizado da seguinte maneira. A segunda seção apresenta a revisão de literatura acerca do problema da mensuração da pobreza e a medida de pobreza proposta por Sen (1976), bem como alguns estudos sobre os impactos de programas de transferência de renda sobre a pobreza. A terceira seção trata da estratégia empírica adotada neste trabalho. A quarta seção descreve os dados utilizados e a construção das variáveis. A seção seguinte apresenta e discute os resultados, ao passo que a última seção elenca as considerações finais e recupera as conclusões de relevo do trabalho.

## **2- Revisão de Literatura**

### **2.1- O problema da mensuração da pobreza**

Sen (1976) ressalta que quando se pretende medir a pobreza, depara-se com dois problemas: identificar a pessoas pobres em meio à população e construir um índice de pobreza utilizando as informações disponíveis sobre os pobres.

O primeiro problema é solucionado pela escolha de uma linha de pobreza. Não existe consenso na literatura acerca da melhor linha de pobreza a ser adotada (MARINHO *et al.*, 2011) e não existe, no Brasil, uma linha oficial de pobreza (SCHWARTZMAN, 2006). Alguns adotam a linha de pobreza baseada no salário mínimo (HOFFMAN, 2006; ZANDONAI, 2005; TEIXEIRA, 2006; RAMOS e SANTANA, 2003; SILVA JUNIOR, 2006; MARINHO *et al.*, 2011). Uma limitação para essa linha de pobreza seria o fato de que o salário mínimo deveria ser ponderado pelos preços regionais, pelo tamanho da família e sua composição (DEATON, 1997). Além disso, em tese, o salário mínimo deveria ser suficiente para suprir as necessidades básicas da população, mas, na prática, o valor do salário mínimo no Brasil não atende a essa condição (OLIVEIRA *et al.*, 2012). Apesar das limitações, o salário mínimo é utilizado devido às suas vantagens operacionais e à facilidade na obtenção dos dados (ZANDONAI, 2005; LOPES, 2003).

Outros ainda estabelecem a linha de pobreza com base em consumo calórico, correspondendo ao nível de renda ou ao gasto que permite a um indivíduo alcançar um

consumo predeterminado de calorias (ZANDONAI, 2005; LOPES, 2003). Este método tem a desvantagem de não considerar que a relação entre gasto e consumo calórico pode variar conforme as preferências, preços em cada região considerada, nível de atividade física do indivíduo, não refletindo necessariamente o nível de pobreza (ZANDONAI, 2005).

Há ainda a alternativa de se determinar a linha de pobreza baseada no custo de atendimento das necessidades básicas, como, por exemplo, o valor da linha de indigência acrescido do montante monetário suficiente para arcar com despesas de transporte, vestuário e moradia (LOPES, 2003; ZANDONAI, 2005; TAVARES *et al.*, 2009). Para Rocha (1988), esse método torna menos arbitrário o limite de renda associado à pobreza, tendo em vista a inadequação do salário mínimo. Esse método tem como limitação não considerar bens e serviços providos pelo Estado, uma vez que a proporção de gastos em alimentos é calculada em relação aos gastos privados, não considerando aquilo que é gratuito ou subsidiado pelo governo; o método também é limitado por estabelecer uma cesta única de consumo para o país, quando deveria levar em consideração as características da família e de cada região, uma vez que os gastos e a composição da cesta de consumo dependem desses fatores (ROCHA, 1988; FERES, 1997; HOFFMANN, 2000).

Outros autores estabelecem a linha de pobreza em função da linha de renda considerada para programas de transferência de renda (KERSTENETZKY, 2009; TEIXEIRA *et al.*, 2008; SOARES *et al.*, 2010; OTTONELLI *et al.*, 2012; DEL GROSSI, 2012). Desta forma, consideram-se pobres todas as pessoas que cumprem os critérios de elegibilidade do Programa. A renda per capita limite para enquadramento no Programa Bolsa Família é de R\$ 140,00 desde maio de 2009 (MDS). Este valor possivelmente não é suficiente para que o indivíduo tenha todas suas necessidades básicas supridas, o que se constitui em uma limitação da adoção dessa linha de pobreza. Entretanto, ao considerar a mesma linha de pobreza do Bolsa Família pode-se ter uma noção dos impactos do programa para redução da pobreza de seu público alvo.

O segundo problema apontado por Sen (1976) quando se pretende medir a pobreza é a construção do índice de pobreza. Para este problema, a solução mais comum é contar o número de pessoas pobres e checar o percentual em relação à população total. Este índice mede o grau de pobreza, mas é completamente insensível à distribuição de renda entre os pobres (SEN, 1976). Sen estabelece que as medidas de pobreza precisam atender a alguns axiomas para prover indicadores consistentes. São eles:

-Axioma da monotonicidade: Tudo o mais constante, a redução de renda de uma pessoa pobre deve aumentar a medida de pobreza. Deve haver correspondência entre a medida de pobreza e a distância da renda dos pobres em relação à linha de pobreza.

-Axioma da transferência: Tudo o mais constante, a transferência de renda de uma pessoa pobre a outra menos pobre deve elevar a medida de pobreza. Logo, a medida de pobreza deve ser sensível à distribuição de renda abaixo da linha de pobreza.

-Axioma da igualdade relativa: Para qualquer par  $i, j$ , se o indivíduo  $i$  tem renda menor que o indivíduo  $j$ ,  $i$  tem que receber maior ponderação no índice de pobreza.

-Axioma da monotonicidade do bem-estar: Se um indivíduo tem uma renda maior que o outro, então, seu bem-estar é maior.

-Axioma focal: uma vez estabelecida a linha de pobreza, o índice de pobreza não deve ser sensível a mudanças na renda dos não pobres.

O índice de pobreza que considere a proporção de indivíduos pobres no conjunto da população mede apenas o grau de pobreza e não a intensidade da pobreza, violando os axiomas da monotonicidade e da transferência (SEN, 1976). Uma redução na renda de todos os pobres não afeta esse índice, assim como a transferência de renda de uma pessoa pobre para outra qualquer também não muda o índice. Esse índice satisfaz apenas o axioma focal (ZANDONAI, 2005). Apesar disso, é o índice de pobreza mais utilizado por ser facilmente interpretada e comparada com as medidas de outros países. Sendo  $q$  o número de pessoas pobres e  $n$  a população total, a proporção de pobres ( $H$ ) é dada por:

$$H = \frac{q}{n} \quad (1)$$

Outra medida utilizada é a insuficiência de renda ou intensidade da pobreza. Mede a distância da renda média dos pobres em relação à linha de pobreza estabelecida. Essa medida não é sensível ao número de pessoas pobres. Cumpre os axiomas focal e de monotonicidade, pois se a renda média de uma pessoa pobre diminui, o índice aumenta.

Entretanto, o índice de intensidade da pobreza não cumpre o axioma da transferência nem o axioma da igualdade relativa. A transferência de renda de uma pessoa pobre para outra menos pobre, mas que esteja abaixo da linha de pobreza, não afeta o índice, portanto, é insensível à distribuição de renda abaixo da linha de pobreza. Além disso, o indivíduo com renda menor não recebe maior ponderação que aquele com renda maior. Sendo  $z$  a linha de pobreza e  $y$  a renda média dos indivíduos abaixo da linha de pobreza ( $y \leq z$ ), a intensidade da pobreza ( $I$ ) é dada por:

$$I = \frac{z - y}{z} = 1 - \frac{y}{z} \quad (2)$$

Sen (1976) argumenta que se a renda de todos os pobres fosse exatamente a mesma, as medidas  $H$  e  $I$  seriam suficientes se tomadas em conjunto, posto que  $H$  fornece a incidência da pobreza e  $I$  fornece a intensidade da pobreza. A partir dessa ideia, Sen propõe seu índice de pobreza.

## 2.2- A medida de pobreza proposta por Sen

O índice de pobreza proposto por Sen (1976) satisfaz os axiomas da monotonicidade, da monotonicidade do bem-estar, o axioma focal e o axioma da transferência (RAMOS e SANTANA, 2003; ZANDONAI, 2005). O índice varia de zero a um, sendo igual a zero quando todas as rendas estiverem acima da linha de pobreza e igual a um quando todas as rendas forem zero. Assim, quanto mais próximo de um, maior a pobreza; e quanto menor o índice, melhor a situação da região considerada. O índice de pobreza ( $P$ ) de Sen é dado por:

$$P = H[I + (1 + I)G_p] \quad (3)$$

em que:

$H$ = incidência de pobreza, ou seja, número de pessoas pobres em relação à população total;

$I$ = intensidade da pobreza, ou seja, defasagem da renda per capita dos pobres em relação à linha de pobreza;

$G_p$ = coeficiente de Gini da distribuição da renda entre os pobres;

A justificativa para a consideração do coeficiente de Gini apenas para a renda dos pobres se baseia no axioma focal, de que o índice de pobreza não deve ser sensível a alterações nas rendas de pessoas acima da linha de pobreza. Dessa forma, o índice de pobreza de Sen quantifica a situação da população pobre em números de pessoas, montante de renda e distribuição de renda (ZANDONAI, 2005).

A abordagem da pobreza exclusivamente com base em dados de renda é limitada, uma vez que a pobreza é um fenômeno multidimensional. Em consonância com esta ideia, Sen (1992; 2000) propõe a abordagem dos funcionamentos e capacitações, na qual a pobreza é entendida como privação de capacitações básicas. Funcionamentos seriam as condições objetivas que caracterizam o estado de realizações da pessoa, envolvendo desde estados básicos como estar nutrido, educado, ter boa saúde, estar livre da morte prematura, até realizações mais complexas e subjetivas, como ser feliz (SEN, 1992; 2000). Um funcionamento reflete a realização de um objetivo (DINIZ e DINIZ, 2009). O conceito de capacidades refere-se à liberdade efetiva de um indivíduo para escolher diferentes tipos de vida, tornando possível a realização dos funcionamentos. Tal como o conjunto orçamentário representa a liberdade para comprar pacotes de mercadorias, o conjunto de capacidades representa a capacidade de escolher diferentes conjuntos de funcionamentos (SEN, 2000).

Nessa perspectiva de abordagem multidimensional, a falta de renda é considerada uma das principais causas da limitação das capacidades das pessoas, mas não como único instrumento limitador das capacidades. Pobre não é só aquela pessoa que sofre da privação de renda, mas aquela que sofre outros tipos de privações, como falta de moradia adequada, falta de alimentos, saneamento básico, educação, saúde, carência de segurança, falta de emprego (ZANDONAI, 2005; SPICKER, 1999; SILVA E SILVA, 2007; OLIVEIRA *et al.*, 2012; KERSTENETZKY, 2009). A insuficiência de renda é apenas uma das faces da pobreza.

O conceito multidimensional da pobreza confunde-se de alguma forma com os conceitos de bem-estar propostos por Sen (1974). A diferença é que a abordagem do bem-estar considera a renda de toda a população, ponderando pelo coeficiente de desigualdade da renda também da população como um todo. A abordagem da pobreza, por sua vez, sintetiza o bem-estar apenas daqueles que compõem a parcela dos mais desfavorecidos (SOARES *et al.*, 2010).



### 2.3- Programas de transferência de renda e pobreza

Soares *et al.* (2007) observam que, por serem baixos os montantes transferidos pelos programas Bolsa Família do Brasil, Oportunidades do México, e o Programa Chile Solidário, na maior parte dos casos os Programas de Transferência Condicionada de Renda (PTCR) são insuficientes para tirar famílias da pobreza. Para as famílias em pobreza extrema, a renda dos PTCRs representa grande parcela ou a totalidade da renda e medidas de pobreza sensíveis ao grau de privação dos pobres tendem a revelar maiores impactos dos programas.

Para Silva e Silva (2007), o patamar de renda indicado para inclusão no Bolsa Família é muito baixo, o que faz com que mesmo que o programa consiga alcançar todas as famílias de seu público alvo, o atendimento fica limitado ao que se considera extrema pobreza. Além disso, como o valor do benefício médio é bem baixo, as famílias estão destinadas a permanecer num nível de extrema pobreza, com poucas possibilidades de autonomização pelos limites de capacitações dessa classe como falta de inserção no mercado de trabalho, baixo nível de qualificação profissional e de escolaridade dos adultos das famílias, e acesso limitado a informações. Embora os resultados para superação da fome e da pobreza sejam modestos, a autora considera que o Bolsa Família melhora a renda das famílias que se encontram num nível econômico de mera subsistência.

Kerstenetzky (2009) também considera que o efeito dos benefícios do Bolsa Família sobre a incidência da pobreza não é especialmente importante, dado o pequeno valor dos benefícios e devidos às regras de elegibilidade do programa. Não obstante, o programa representa um mecanismo de alívio da pobreza para famílias muito pobres, que podem utilizar os recursos para adquirir mais alimentos.

Yazbek (2012) destaca que a adoção apenas do critério da renda para definição dos pobres e extremamente pobres é um problema do Bolsa Família. Esse critério não considera a dimensão multidimensional da pobreza e estabelece uma renda per capita familiar bastante baixa, não abrangendo famílias que enfrentam dificuldades. Tal como Kerstenetzky (2009), Silva e Silva (2007) e Soares *et al.* (2007), Yazbek observa que o valor baixo do benefício é insuficiente para produzir impactos positivos para ultrapassagem da linha de pobreza.

Para Marques (2008), o Bolsa Família não é acompanhado de ações que alterem a forma da reprodução e da distribuição da riqueza e, por isso, não é um instrumento para superação da pobreza. Isso posto, a autora considera que é possível que, no futuro, a população-alvo do programa venha até mesmo a aumentar. Em Marques e Mendes (2008), o Bolsa Família é criticado por não considerar a renda per capita mínima como o salário mínimo. Para os autores o entendimento de que o salário mínimo é a renda mínima necessária para alguém sobreviver decorre do fato de que não há diferença entre as necessidades básicas de um assalariado e as necessidades das outras pessoas.

Marinho *et al.* (2011) efetuam um estudo para os Estados brasileiros para o período de 2000 a 2008, utilizando dados da PNAD. O estudo analisa se os programas de transferência de renda obtiveram êxito no combate à pobreza, controlando por outros determinantes tais como crescimento econômico, desigualdade de renda, anos médio de estudo, proporção de famílias chefiadas por mulheres e taxa de desemprego masculino. Os resultados, obtidos a partir de dados em painel dinâmico, indicam uma relação não significativa entre os programas de transferência de renda e a pobreza. Para os autores, os resultados encontrados corroboram a ideia de que as transferências de renda podem incentivar as pessoas beneficiadas a não procurar outros meios de obter renda ou reduzir sua oferta de trabalho, condicionando os indivíduos a permanecer na pobreza para continuar recebendo os benefícios. Outras explicações seriam a má focalização do programa ou o montante insuficiente de recursos para impactar a pobreza, explicações também utilizadas por Schwartzman (2006) para o impacto limitado das políticas de transferência de renda sobre a pobreza.

Para outros autores, entretanto, as transferências condicionadas de renda foram fundamentais para a redução da pobreza observada no Brasil nos últimos anos. Hoffmann (2006) utiliza dados da PNAD para analisar o impacto das transferências de renda sobre a pobreza do Brasil no período de 2002 a 2004 e verifica que 51% da redução da pobreza medida pelo índice de Sen poderiam ser atribuídos ao crescimento das transferências condicionadas de renda. Esse percentual é de 30% quando se considera a proporção de pobres. Adotando a linha de indigência, 75% da redução do índice de Sen poderiam ser explicados pelos PTCRs. O autor conclui ainda que haveria crescimento da pobreza se não fossem as transferências de renda. Soares e Zepeda (2008) consideram que mesmo a soma das transferências de renda às famílias pobres representando uma parcela muito pequena dos orçamentos nacionais e do rendimento nacional, pode ter impacto expressivo sobre a pobreza.

Em estudo para o Brasil no período de 1999 a 2009, Soares *et al.* (2010) mostram que a pobreza fica estacionada no nível de 1999 até 2003, iniciando a queda no período de 2003 a 2005, que coincide com o período da unificação dos programas de transferência de renda no Bolsa Família e com a expansão de sua cobertura. Os autores fazem simulações para as taxas de pobreza com e sem os programas de transferência de renda. Em 2001, os programas de transferência que precederam o Bolsa Família já faziam com que a pobreza extrema fosse 2,8% menor e a taxa de pobreza 0,6% menor do que seria sem os programas. De 2001 a 2003, a redução na pobreza foi insignificante, mas se os programas de transferência de renda não existissem, a pobreza teria aumentado. No período de 2003 a 2005, a pobreza caiu 4,2 pontos percentuais enquanto a pobreza extrema diminuiu 2,7 pontos. Pelos cálculos dos autores, o Bolsa Família foi responsável por 17% dessa queda da pobreza e por 40% da queda da pobreza extrema. De 2005 a 2007, o PBF seria responsável por 23% da queda na pobreza e 92% da queda na extrema pobreza. Os autores enfatizam que de 2007 a 2009, o PBF foi responsável por quase 60% da queda da pobreza e foi responsável por manter a pobreza extrema em queda em um período em que a renda do trabalho dos mais pobres caiu.

Skoufias (2005) simula os impactos do PROGRESA, programa de transferência condicionada de renda do México e encontra que o programa foi responsável pela redução do número de pessoas abaixo da linha de pobreza em 10%. Os maiores impactos do PROGRESA foram sobre os indivíduos mais pobres. Skoufias *et al.* (1999), demonstram que o PROGRESA reduziu a pobreza e a extrema pobreza mais que outros fatores.

Giambiagi e Franco (2007), num trabalho sobre o esgotamento do salário mínimo como instrumento de combate à pobreza, apontam que as mudanças no salário mínimo não têm implicado em alterações na proporção de domicílios em extrema pobreza no Brasil. A redução do percentual dos domicílios pobres após 2003 deve-se em boa parte à cobertura do Bolsa Família. Para estes autores, as políticas públicas deveriam priorizar ações sobre a insuficiência de renda das pessoas cujos rendimentos estejam abaixo da linha de extrema pobreza. Se o país quer atacar de forma eficiente o problema da extrema pobreza, a elevação do piso previdenciário e do salário mínimo não é o instrumento mais eficaz, pois implicam onerar pesadamente as contas do INSS e do Tesouro, com efeitos sociais muito modestos. Nesse sentido, Giambiagi e Franco (2007) entendem que programas mais bem focalizados, tais como o Bolsa Família, são muito mais eficazes para atingir o objetivo de combater a miséria.

Paes-Souza e Quiroga (2010), em estudo sobre redução de pobreza e desigualdades geradas por programas de transferência de 2004 a 2011, encontram que em um primeiro momento os benefícios são utilizados para a compra de alimentos; num segundo momento, o resultado é uma transformação no aspecto nutricional de saúde. Nesses dois momentos, apenas a transferência de renda não é suficiente para enfrentar a pobreza, sendo necessário associá-la à oferta de serviços e, se necessário, à ampliação da rede de equipamentos públicos. A oferta de serviços leva à inclusão produtiva das pessoas. Para Paes-Souza e Quiroga (2010), o essencial para assegurar a ruptura do ciclo intergeracional de pobreza é a integração entre benefícios e serviços providos pelo Estado, atacando não somente a insuficiência de renda, mas também os aspectos multidimensionais da pobreza como insegurança alimentar, falta de acesso a serviços de saúde e educação.

O Quadro 5 apresenta os resumos de alguns trabalhos sobre os impactos de programas de transferência de renda sobre a pobreza. Percebe-se que nenhum dos trabalhos controlou a dependência espacial. O índice de Sen foi utilizado nos trabalhos de Hoffmann (2006) e Teixeira *et al.* (2008). Os estudos de Ottonelli *et al.* (2012) e Marinho *et al.* (2011) controlaram as características não observadas dos Estados. Marinho *et al.* (2011) controlaram também o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão, e encontraram que a variável representativa das transferências de renda deveria ser considerada fracamente exógena em relação ao termo de erro.

**Quadro 5: Resumos de alguns trabalhos sobre Pobreza e Bolsa Família**

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Variável Dependente</b>	<b>Linha de pobreza adotada</b>	<b>Método</b>	<b>Controle da Dep. Espacial</b>	<b>Controle de Caract. Não Observadas</b>	<b>Endogeneidade</b>	<b>Conclusões</b>
Hoffmann (2006)	Brasil	2002 a 2004	Pobreza e Indigência	Pobreza: Meio salário mínimo vigente (R\$ 150,00). Indigência: R\$ 75,00	Proporção de pobres; índice de pobreza de Sen; índice de Foster, Greer e Thorbecke. Simula os índices se não houvesse transferências	Não	Não	Não	As transferências de renda, como o Bolsa Família, foram fundamentais para redução da pobreza entre 2002 e 2004. Haveria crescimento da pobreza se não fossem as transferências de renda.
Teixeira <i>et al.</i> (2008)	Microrregião de Montes Claros	2000	Pobreza	Famílias que recebem Bolsa Família	Índice de Sen; Fuzzy Sets para cálculo índice de pobreza multidimensional. Considera também um índice unidimensional.	Não	Não	Não	A comparação entre os índices de pobreza unidimensional e multidimensional revela que a pobreza econômica é muito mais acentuada que a pobreza multidimensional. Bolsa Família importante no combate à pobreza.
Soares <i>et al.</i> (2010)	Brasil	1999 a 2009	Pobreza e Indigência	A mesma adotada pelo PBF e programas que o antecederam	Simula a proporção de pobres se não houvesse transferências. A diferença entre as taxas de pobreza calculadas para a distribuição da renda domiciliar <i>per capita</i> , com e sem o benefício, traduz o efeito redutor de pobreza do programa.	Não	Não	Não	De 2003 a 2005, o Bolsa Família foi responsável por 17% da queda da pobreza e por 40% da queda da pobreza extrema. No período de 2007 a 2009 o PBF foi responsável por quase 60% da redução da pobreza e por manter a pobreza extrema em queda em um período quando a renda do trabalho dos mais pobres caiu. Se o PBF deixasse de existir haveria um crescimento de 16% na pobreza e quase um terço na pobreza extrema.
Marinho <i>et al.</i> (2011)	Estados brasileiros	2000 a 2008	Pobreza	Meio salário mínimo	Painel dinâmico. Proporção de pobres, hiato médio da pobreza e hiato médio quadrático da pobreza	Não	Sim	Sim	Programas de transferência de renda não apresentaram impacto significativo sobre a pobreza. O coeficiente estimado foi praticamente nulo.
Otonelli <i>et al.</i> (2012)	Estados do Nordeste	2001 a 2009	Pobreza e Indigência	A mesma adotada pelo PBF. Pobreza: R\$ 140,00. Indigência: R\$ 70,00.	Índice unidimensional (renda). Proporção de pobres. Painel com efeitos fixos.	Não	Sim	Não	Desigualdade de renda possui efeitos maiores sobre a proporção de pobres do que um aumento na renda monetária. Isso denota que o crescimento econômico sem a promoção da igualdade de renda é insuficiente para a redução da pobreza. Os estados nordestinos apresentaram redução do número de pobres, o que pode ser justificado pelo crescente número de famílias atendidas pelos programas de transferência de renda.
Del Grossi (2012)	Áreas rurais de todos os estados, menos as do Acre, Amazonas, Amapá, Para, Rondônia e Roraima	2001 a 2009	Pobreza e Indigência	A mesma adotada pelo PBF. Pobreza: R\$ 140,00. Indigência: R\$ 70,00.	Análise descritiva dos dados da PNAD	Não	Não	Não	A partir de 2003 ocorreu no Brasil uma notável queda nas taxas e no número absoluto de famílias em condição de pobreza e extrema pobreza. As políticas públicas do Governo Federal no período, tal como Bolsa Família, podem ter ajudado na inserção destas famílias no ciclo de geração de renda e emprego.

Fonte: Elaboração própria

### 3- Estratégia Empírica

Este estudo elabora um modelo econométrico-espacial para explicar a variação da pobreza nos municípios brasileiros no período entre 2004 e 2009. Em um modelo econométrico-espacial a intuição é que as regiões influenciam-se mutuamente, de forma que não se pode considerar que somente características observadas exógenas explicam o comportamento da variável dependente, mas também os valores assumidos nas regiões vizinhas por esta variável dependente e pelas características observadas exógenas.

Para alcançar o objetivo deste trabalho de estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre a pobreza dos municípios brasileiros, foi construído um painel de dados espaciais cuja amostra é de 5.507 municípios brasileiros com dados para dois períodos ( $T=2$ ).<sup>22</sup>

Não é possível explicar totalmente o que influencia a pobreza de todos os indivíduos. A pobreza é influenciada por fatores objetivos e subjetivos. As medidas objetivas, ou funcionamentos objetivos, como taxa de emprego, educação, recebimento de transferências de renda, insegurança, acesso a serviços básicos, podem ser levadas em consideração por serem indicadores concretos, que podem ser representados numericamente. Por outro lado, há fatores subjetivos que influenciam a noção de pobreza de cada indivíduo. Na concepção de funcionamentos proposta por Sen (1992; 2001) são incluídos fatores subjetivos como possuir auto-respeito, ser capaz de participar da vida da comunidade e estar feliz, por exemplo. O indivíduo poderia se considerar pobre por não ter como viver do modo que valoriza, e o que cada um valoriza varia de região para região, depende de aspectos religiosos, da idade, da raça, etc. A verdade é que a pobreza em seu aspecto multidimensional só poderia ser totalmente mensurada com base em informações colhidas diretamente de cada indivíduo o que, obviamente, levaria a uma medida de pobreza individual, não necessariamente representativa da pobreza da população. Assim, optou-se pela estimação do modelo de efeitos fixos, que permite controlar os componentes não observados, além de eliminar o viés das variáveis observáveis relevantes omitidas, que não variam com o transcorrer do tempo de análise.

---

<sup>22</sup> Optou-se por não trabalhar com Áreas Mínimas Comparáveis, pois a variável de interesse (Bolsa Família) não é definida neste nível geográfico artificialmente criado pelo IBGE. A hipótese adotada é de que o perfil dos municípios considerados não se altera significativamente entre os dois anos.

Visando a atingir o objetivo principal deste trabalho de medir o efeito causal do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a pobreza (P), o modelo empírico com dados em diferenças, e efeitos não observados, pode ser especificado como:

$$\Delta P = \alpha + \beta_1 \Delta \log PBF + \beta \Delta X + \Delta \xi \quad (4a)$$

$$\Delta \xi = \lambda \Delta W \xi + \varepsilon \quad (4b)$$

em que  $\alpha = \{\alpha_1, \dots, \alpha_n\}$  é um vetor que denota os efeitos não observados, ou seja, termos de interceptos não observados, específicos a cada região e constantes ao longo do tempo de análise. As variáveis explicativas exógenas são denotadas por  $X = (X_1, \dots, X_n)'$ , sendo que  $\beta$  é um vetor de coeficientes que acompanha as variáveis explicativas; e o termo de erro  $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)'$  é idêntica e independentemente distribuído (*i.i.d.*), com média zero e variância constante. As hipóteses de identificação do modelo pressupõem que o termo de erro e as variáveis explicativas não estejam correlacionados.

As hipóteses de identificação podem ser violadas das seguintes formas:

- a) Omissão de variável relevante correlacionada com  $\log PBF$  e  $X$ .

Este problema é solucionado neste estudo por meio das variáveis de controle<sup>23</sup>:  $X = [ANALF, SANEA, ENERG, CRIME, EMP, MORT, DURB, N, NE, S, CO, WP, W\log PBF, WANALF, WSANEA, WENERG, WCRIME, WEMP, WMORT, WDURB]$

Dentro do conjunto de variáveis explicativas consta  $WP$ , a defasagem espacial da variável dependente. Esta variável está correlacionada com o termo de erro aleatório, por conta da endogeneidade espacial. Esse problema é tratado utilizando-se as defasagens espaciais das variáveis explicativas como instrumento para a defasagem espacial da variável dependente (neste caso,  $WP$ ), como proposto por Kelejian e Prucha (1998).

- b) Características não observadas dos municípios

---

<sup>23</sup> A descrição de cada variável é apresentada detalhadamente na seção 4 deste estudo.

O modelo de efeitos fixos é baseado na hipótese de que as características não observadas idiossincráticas dos municípios estão correlacionadas com as variáveis explicativas.

Para remover os efeitos fixos, foi utilizado o método das Primeiras Diferenças – como o componente não observável é constante,  $\alpha$  desaparece nas primeiras diferenças. Na diferenciação, perde-se um período e, neste caso, passa-se a ter uma *crosssection* (WOOLDRIDGE, 2002). Todos os modelos foram estimados com os dados em primeiras diferenças.

c) Dependência espacial

Tal como o problema da existência dos efeitos fixos, a dependência espacial tem potencial de viesar as estimativas quando não tratada. Neste estudo a dependência espacial é tratada por meio da estimação de modelos que consideram as defasagens espaciais das variáveis e do termo de erro.

d) Endogeneidade da variável  $\log PBF$

Em regiões onde o índice de pobreza é elevado o governo teria uma tendência de expandir o Bolsa Família, ofuscando assim o efeito causal do PBF sobre a pobreza. Nesse caso, haveria causalidade simultânea entre PBF e pobreza, com Bolsa Família reduzindo a pobreza e pobreza aumentando Bolsa Família.

A solução adotada é usar um instrumento para  $\log PBF$ . O instrumento escolhido foi o público alvo potencial do programa PBF, ou seja, proporção de população jovem (até 18 anos) sobre a população total da região (variável  $JOVEM$ ). Este instrumento é adequado, pois atende às duas condições necessárias para validade de um instrumento:

- i) propriedade de relevância - elevada correlação entre  $\log PBF$  e  $JOVEM$ , ou seja,  $\text{Corr}(JOVEM, \log PBF) \neq 0$ ;
- ii) propriedade da exogeneidade - correlação nula entre  $JOVEM$  e o termo de erro, ou seja,  $\text{Corr}(JOVEM, \varepsilon) = 0$ .

A proporção de jovens sobre a população total não depende da decisão do Governo Federal. O Governo procura expandir o PBF nas regiões de maior pobreza e não nas regiões com maior população jovem (público alvo potencial do PBF). Portanto,  $JOVEM$  não está correlacionado com o termo de erro da regressão.



O modelo espacial geral com efeitos fixos, com dados na forma empilhada, é especificado genericamente como:

$$y_t = \alpha + \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \tau + \xi_t \quad (5a)$$

$$\xi_t = \lambda W_2 \xi_t + \varepsilon_t \quad (5b)$$

em que  $W_1 y_t$  é a defasagem espacial da variável dependente; as variáveis explicativas exógenas defasadas espacialmente são representadas por  $W_1 X_t = (W_1 X_{1t}, \dots, W_1 X_{mt})'$ ; os erros defasados espacialmente são simbolizados por  $W_2 \xi_t$ .<sup>24</sup> A matriz de ponderação espacial  $W$  é definida segundo algum critério, sendo mantida inalterada para todos os anos do painel<sup>25</sup>. Finalmente,  $\rho$  e  $\lambda$  são parâmetros espaciais escalares e  $\tau$  é um vetor de coeficientes espaciais.

Dependendo da imposição de restrições aos parâmetros espaciais do modelo geral (2), obtêm-se os modelos espaciais específicos<sup>26</sup>. O modelo SAR com efeitos fixos é alcançado com as restrições sobre os parâmetros espaciais de que  $\tau=0$ ,  $\lambda=0$  e  $\rho \neq 0$ . O modelo SEM com efeitos fixos é especificado com as restrições de que  $\rho=0$ ,  $\tau=0$  e  $\lambda \neq 0$ . O modelo SAC envolve  $\rho \neq 0$ ,  $\lambda \neq 0$  e  $\tau=0$ . O modelo SDM com efeitos fixos apresenta as restrições de que  $\lambda=0$ ,  $\rho \neq 0$  e  $\tau \neq 0$ . O modelo SDEM com efeitos fixos é caracterizado por  $\rho=0$ ,  $\tau \neq 0$  e  $\lambda \neq 0$ . A especificação do modelo SLX assume que  $\rho=0$ ,  $\lambda=0$  e  $\tau \neq 0$ .

O que se propõe aqui é a adoção do procedimento de especificação geral do modelo econométrico-espacial:

- i) Estima-se o modelo por MQO, sem nenhuma defasagem espacial, mas com os efeitos fixos removidos;
- ii) Os resíduos são checados para a presença de dependência espacial;
- iii) Caso haja evidências de autocorrelação espacial, estimam-se os modelos SAR, SEM, SAC, SDM, SDEM e SLX. O melhor modelo será aquele que não apresentar evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos e apresentar melhor qualidade do ajuste da regressão, medida neste trabalho pelo pseudo- $R^2$ , que é a

<sup>24</sup> Note que  $W_1$  pode ser igual a  $W_2$ .

<sup>25</sup> O critério utilizado neste trabalho é procedimento de especificação da matriz de ponderação proposto por Baumont (2004).

<sup>26</sup> Os modelos espaciais podem ser estudados de forma mais detalhada em Almeida (2012).

correlação ao quadrado entre os valores ajustados pelo modelo e os valores observados (ANSELIN, 1992).

Na presença de heterocedasticidade, os estimadores de máxima verossimilhança podem ser viesados, mesmo em grandes amostras, e inconsistentes (KELEJIAN e PRUCHA, 2010), ao passo que a distribuição assintótica para o estimador de mínimos quadrados espaciais de dois estágios (S2SLS) de Kelejian e Prucha (1998) não é mais apropriada. Como as estimações apontaram a existência de heterocedasticidade, foram utilizados os métodos de estimação por GMM e S2SLS de Kelejian e Prucha (2010).

Os modelos SEM, SDEM e SAC, por sua vez, foram estimados pelo método generalizado de momentos (GMM) de Kelejian e Prucha (1998,1999) em conjunto com o estimador Kelejian e Prucha (2010) para correção da heterocedasticidade. Além de ser consistente e ter normalidade assintótica, o estimador GMM é computacionalmente simples. O procedimento de Kelejian e Prucha (2010) é uma extensão do método GMM de Kelejian e Prucha (1999), para acomodar a heterocedasticidade desconhecida. O procedimento possui quatro passos. O primeiro passo envolve estimar o modelo SEM, SDEM ou SAC por MQO. O segundo passo do procedimento implica utilizar os resíduos de MQO da estimação do modelo de defasagem espacial (SAR), efetuado no passo anterior no Método Generalizado dos Momentos, para se obter a estimativa consistente do parâmetro espacial  $\lambda$ . Convém notar que esse método MGM é parecido com aquele proposto por Kelejian e Prucha (1999), mas que agora apresenta uma adequada modificação em suas condições de momento a fim de acomodar a heterocedasticidade. O terceiro passo envolve usar a estimativa consistente de  $\lambda$  – obtida no passo anterior – para filtrar espacialmente as variáveis dependentes e explicativas à la Cochrane-Orcutt. No quarto e último passo, estima-se o modelo com todas essas variáveis filtradas por MQO para obter o vetor desejado de parâmetros.

Os modelos SAR e SDM foram estimados por mínimos quadrados espaciais de dois estágios (S2SLS) proposto por Kelejian e Prucha (1998), que é uma extensão do estimador de mínimos quadrados de dois estágios incluindo instrumentos específicos para a variável dependente defasada espacialmente. Como os modelos estimados apresentaram autocorrelação espacial remanescente de forma não conhecida e heterocedasticidade, foi utilizado nos modelos SAR e SDM o estimador HAC, proposto por Kelejian e Prucha (2007).

O HAC é um estimador não-paramétrico para a covariância espacial, que utiliza a média ponderada dos produtos cruzados dos resíduos, e é robusto na presença de

autocorrelação espacial e heterocedasticidade. Na ponderação para a covariância espacial é utilizada a função kernel, que é uma função real, contínua e simétrica, cuja integral soma um, semelhante a uma função densidade de probabilidade (ANSELIN e LOZANO-GRACIA, 2009). O kernel usa a distância ( $d_{ij}$ ) entre dois pontos geográficos representando duas regiões (municípios, neste caso) e um parâmetro de distância máxima de corte ( $d$ ). A distância  $d$  escolhida pode ser fixa (em quilômetros, por exemplo) ou pode ser variável, de forma a considerar um número de vizinhos mais próximos de cada observação  $i$ . À medida que a distância aumenta, o peso da observação diminui. Neste trabalho, foram testados dois tipos de função kernel: o triangular ou de Barlett, expresso por  $k(z)=1-z$  (com  $z=d_{ij}/d$ ); e o kernel de Epanechnikov, expresso por  $k(z)=1-z^2$  (com  $z=d_{ij}/d$ ). Ambos os tipos de kernel utilizados são de natureza adaptativa, uma vez que em áreas menos densas de observações a distância máxima de corte precisa se expandir para abrigar  $k$  vizinhos, ao passo que em áreas mais densas não precisa se expandir muito para abranger o mesmo número de  $k$  vizinhos mais próximos. Foram testados kernel abrangendo 550 vizinhos, 827 e 1101 vizinhos mais próximos (10%, 15% e 20% da amostra, respectivamente), para verificar a sensibilidade das estimações às ponderações.

#### 4- Dados

Para cálculo da pobreza, primeiramente estabeleceu-se o critério para a linha de pobreza. Neste estudo a linha de pobreza adotada se baseia na linha de renda considerada para enquadramento no Programa Bolsa Família, em consonância com o que é adotado por outros autores (KERSTENETZKY, 2009; TEIXEIRA *et al.*, 2008; SOARES *et al.*, 2010; OTTONELLI *et al.*, 2012; DEL GROSSI, 2012). Em 2004 podiam ser beneficiadas pelo Bolsa Família as famílias com renda domiciliar per capita até R\$ 100,00, conforme estabelecido pela Lei 10.836 de 2004. Em 2010, o limite de renda para enquadramento no Programa Bolsa Família era de R\$ 140,00. Assim, foi estabelecida a linha de pobreza como R\$ 100,00 para 2004 e R\$ 140,00 para 2010. A linha de indigência foi estabelecida como metade da linha de pobreza para esses dois anos.

Para mensurar a pobreza, a medida escolhida foi o índice de pobreza de Sen (1974), apresentado na seção 2.2 deste trabalho. A construção do índice de Sen ( $P$ ) depende do cálculo da proporção de pessoas pobres em relação à população total ( $H$ ), da

intensidade de pobreza ( $I$ ) e do coeficiente de Gini da renda das pessoas situadas abaixo da linha de pobreza ( $Gp$ ).

Como os microdados disponíveis por município para cálculo da pobreza são dos Censos do IBGE, abrangendo, portanto, os anos de 2000 e 2010, a linha de pobreza estabelecida para 2004 foi deflacionada para o ano de 2000 pelo IPCA, resultando no valor de R\$ 78,61. Dessa forma, a partir dos microdados do Censo de 2000, foi calculado o número de pessoas com renda domiciliar per capita igual ou menor que R\$ 78,61, dividido pela população total do município. O mesmo cálculo foi feito a partir dos microdados do Censo de 2010<sup>27</sup>, considerando pessoas com renda domiciliar per capita igual ou menor a R\$ 140,00 em relação à população total do município. Após o cálculo da proporção de pessoas pobres, foi construída a variável  $H$ , que representa a variação da proporção de pobres entre os dois anos.

A intensidade da pobreza representa a defasagem da renda per capita dos pobres em relação à linha de pobreza. Foi calculada a renda média das pessoas pobres para cada município e, então, a distância em relação à linha de pobreza adotada para cada ano. A forma de cálculo está apresentada na seção 2.1. A variável  $I$  é a diferença da intensidade da pobreza entre 2010 e 2000. A desigualdade de renda entre as pessoas pobres, variável  $Gp$ , também foi calculada a partir dos microdados dos Censos 2000 e 2010. Consiste na fórmula usual do Coeficiente de Gini, abrangendo apenas as pessoas cuja renda domiciliar per capita situa-se abaixo da linha de pobreza.

Visto que alguns estudos apontam maiores efeitos de programas de transferência de renda sobre a indigência (SKOUFIAS, 2005; SKOUFIAS *et al.*, 1999; SOARES *et al.*, 2010; HOFFMANN, 2006), foi construído também um Índice de Sen considerando apenas as pessoas abaixo da linha de indigência para testar tal hipótese ( $P_{ind}$ ). No caso desse estudo, a linha de indigência considerada é de R\$ 39,30 para o ano 2000 e R\$ 70,00 para 2010. Para o cálculo do índice de indigência, foram calculados a defasagem da renda per capita dos indigentes em relação à linha de indigência ( $I_{ind}$ ) e o coeficiente de Gini entre as pessoas indigentes ( $G_{ind}$ ).

O índice de pobreza calculado para o ano 2000 foi utilizado como *proxy* para a pobreza em 2004. Conforme Soares *et al.* (2010), a pobreza fica estacionada no nível de

---

<sup>27</sup>O cálculo foi feito a partir dos microdados do IBGE de “Rendimento Domiciliar (domicílio particular) Per Capita em Julho”, foram 20.209.561 observações para o ano de 2000 e 20.564.500 observações para o ano de 2010. Considera o rendimento nominal mensal de trabalho e outras fontes da pessoa de 10 anos ou mais de idade dividido pelo número de moradores do domicílio, exclusive aqueles cuja condição no domicílio fosse pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico.

1999 até 2003, assim, a pobreza medida em 2000 é uma boa aproximação da pobreza em 2004.

Para medir o efeito do Programa Bolsa Família sobre a pobreza e a indigência dos municípios brasileiros, foi utilizada a variável (PBF) que considera o valor total dos benefícios pagos no ano em relação à população total do município.<sup>28</sup> A fonte dos dados é o Ministério do Desenvolvimento Social (MDS). O objetivo principal do Programa é reduzir a pobreza no Brasil, assim, espera-se sinal negativo para o coeficiente da variável representativa do Bolsa Família. Além da transferência direta de renda, que visa ao alívio imediato da pobreza, o PBF atua ainda por meio das condicionalidades, que reforçam o acesso a direitos sociais básicos nas áreas de educação, saúde e assistência social; e dos programas complementares, que têm o intuito de promover oportunidades e condições para superar a pobreza de forma sustentável. Embora o enquadramento das famílias no PBF seja feito segundo um critério unidimensional de pobreza (renda), as condicionalidades e os programas complementares atuam no aspecto multidimensional da pobreza, o que está de acordo com a abordagem proposta por Sen (1992; 2000).

Para captar o efeito do crescimento econômico sobre a pobreza, foi incluída a variável CRESC, variação do PIB per capita entre 2009 e 2004. O crescimento econômico pode aliviar a pobreza por intermédio da expansão das oportunidades de emprego, do aumento do salário real pago aos trabalhadores e da melhoria nos padrões de vida (MARINHO *et al.*, 2011; GAFAR, 1998). Assim, espera-se que uma elevação no crescimento do PIB per capita reflita em redução da pobreza.

Para medir o impacto do emprego sobre a pobreza, foi construída a variável EMP, com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), representando o percentual de trabalhadores com vínculo formal sobre o total de habitantes do município. O emprego proporciona renda aos indivíduos e pode reduzir as privações dos indivíduos. Por isso, espera-se sinal negativo para o coeficiente dessa variável.

A variável ANALF representa a taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais de idade e procura captar a influência da educação sobre a pobreza. O analfabetismo limita as capacidades de funcionamentos dos indivíduos (RIBEIRO e

---

<sup>28</sup>Foi testada também a medida de Bolsa Família que considera o número de benefícios do Bolsa Família em dezembro em relação à população total do município. Os resultados são semelhantes aos apresentados com a variável PBF e são apresentados no Apêndice.

MENEZES, 2008; SEN, 2000). Silva Junior (2006), em estudo para comunidades rurais nordestinas, conclui que a educação é a principal variável na determinação da probabilidade de um indivíduo ser pobre. Por isso, espera-se sinal positivo para o coeficiente dessa variável: quanto maior a taxa de analfabetismo maior deve ser a pobreza. A teoria do crescimento endógeno propõe um modelo em que o capital humano de cada trabalhador depende apenas de seus anos de estudo, e à medida que o indivíduo adquire capital humano, sua habilidade para adquirir capital humano adicional aumenta (ROMER, 1990). A educação desenvolve habilidades e conhecimentos, amplia a produtividade e, conseqüentemente, eleva o nível salarial (MARINHO *et al.*, 2011). Para Kerstenetzky (2009), a educação aumenta a probabilidade de sucesso econômico das crianças mais tarde, ao longo da vida, ou pelo menos amplia o horizonte de opções para escolhas futuras.

A variável SANEA considera a proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado. Pelo conceito do IBGE, é tomado como adequado o domicílio com rede geral de abastecimento de água, rede geral de esgoto e coleta de lixo. Para medir a qualidade habitacional, além da variável representativa do saneamento, foi inserida a variável ENERG, percentual de pessoas que vivem em domicílios com energia elétrica (HERCULANO, 1998). O acesso à energia elétrica é considerado um serviço público essencial pela Constituição de 1988. A falta de saneamento adequado ou de acesso à energia elétrica caracteriza a pobreza por privação de serviços essenciais. Espera-se sinal negativo para o coeficiente dessas variáveis.

O impacto da insegurança sobre a pobreza foi mensurado pela utilização da taxa de homicídios por 100 mil habitantes, representada pela variável CRIME. A escolha desse indicador se justifica pelo fato de que é o mais usado para determinar os níveis de violência de uma região, embora não seja o único indicador disponível. O homicídio é considerado um ato violento de maior gravidade e de visibilidade pública e tende a refletir com maior precisão nos números correspondentes à criminalidade violenta (TEIXEIRA e SERRA, 2006). Os dados originais são provenientes do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do DATASUS. Como mencionado na seção 2.1, a carência de segurança também é uma forma de pobreza. Quanto maior a insegurança, maior deve ser a pobreza.

A variável MORT representa a variação da taxa de mortalidade infantil, sendo calculada como o número de óbitos (por município de ocorrência) de menores de 1 ano em relação ao total de nascidos vivos. Os dados para o cálculo foram obtidos no

DATASUS, para os anos de 2000 e 2010. Essa variável é uma medida de qualidade de saúde, refletindo o funcionamento de estar livre de mortes prematuras (SEN, 1992). Os dados referentes à mortalidade podem ser utilizados para avaliar os programas de saúde e assistência social adotados e identificar aspectos vitais da privação econômica na sociedade (SEN, 1993). Espera-se relação positiva entre a mortalidade infantil e a medida de pobreza.

O Quadro 6 resume todas as variáveis utilizadas neste estudo.

**Quadro 6: Descrição das Variáveis**

Variável	Descrição	Medida	Sinal Esperado	Referencial Teórico e Empírico	Fonte
P	Pobreza medida pelo Índice de Sen (2000 e 2010)	Varia de 0 a 1	-	Sen (1974); Hoffmann (2006); Teixeira <i>et al.</i> (2008)	IBGE
P_ind	Indigência medida pelo Índice de Sen (2000 e 2010)	Varia de 0 a 1	-	Sen (1974); Skoufias (2005); Skoufias et al (1999); Soares et al (2010); Hoffmann (2006)	IBGE
PBF	Valor dos benefícios do Bolsa Família <i>per capita</i> (2004 e 2009)	R\$	Negativo	Soares <i>et al.</i> (2010); Teixeira <i>et al.</i> (2008); Ottonelli <i>et al.</i> (2012); Paes-Souza e Quiroga (2011)	MDS
CRESC	Variação do PIB per capita (2004 e 2009)	R\$	Negativo	Marinho <i>et al.</i> (2011); Gafar (1998)	IBGE
ANALF	Taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais de idade (2000 e 2010)	%	Positivo	Zandonai (2005); Silva Junior (2006); Marinho <i>et al.</i> (2011); Diniz e Diniz (2009)	IBGE
SANEA	Proporção de domicílios particulares permanentes, com saneamento adequado (2000 e 2010)	%	Negativo	Zandonai (2005); Lopes (2003); Teixeira <i>et al.</i> (2008); Grossi (2012); Diniz e Diniz (2009)	IBGE
ENERG	Percentual de pessoas que vivem em domicílios com energia elétrica (2000 e 2010)	%	Negativo	Lopes (2003); Teixeira <i>et al.</i> (2008); Grossi (2012)	IBGE
CRIME	Taxa de homicídios por cem mil habitantes (2000 e 2009)	‰	Positivo	Spicker (1999); Ottonelli <i>et al.</i> (2012); Martini (2009)	IPEA
EMP	Taxa de emprego formal (2004 e 2009)	%	Negativo	Teixeira <i>et al.</i> (2008); Marques e Mendes (2008)	RAIS
MORT	Taxa de mortalidade infantil (2000 e 2010)	%	Positivo	Zandonai (2005); Lopes (2003); Teixeira <i>et al.</i> (2008), Diniz e Diniz (2009)	DATASUS
N	<i>Dummy</i> para a região Norte	0 ou 1	Negativo		IBGE
NE	<i>Dummy</i> para a região Nordeste	0 ou 1	Negativo		IBGE
S	<i>Dummy</i> para a região Sul	0 ou 1	Negativo		IBGE
CO	<i>Dummy</i> para a região Centro-Oeste	0 ou 1	Negativo		IBGE

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 13 apresenta estatísticas descritivas das variáveis, já em primeiras diferenças.

**Tabela 13: Estatísticas Descritivas**

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>H</i>	-0,0291	0,0292	-0,1669	0,2058
<i>I</i>	0,0217	0,1181	-0,3264	0,8262
<i>Gp</i>	0,0102	0,0552	-0,3119	0,3502
<i>P</i>	-0,0254	0,0359	-0,1981	0,2808
<i>H_ind</i>	-0,0166	0,0223	-0,1325	0,1462
<i>I_ind</i>	0,0817	0,0952	-0,2989	0,4770
<i>Gind</i>	0,0408	0,0895	-0,4092	0,5033
<i>P_ind</i>	-0,0168	0,0298	-0,1799	0,1835
<i>PBF</i>	45,9305	38,9813	-233,0148	1303,2570
<i>CRESC</i>	3,4764	5,8218	-55,5355	179,6628
<i>ANALF</i>	-5,5995	3,4854	-33,7900	21,0500
<i>SANEA</i>	8,3253	12,5264	-69,9700	84,0900
<i>ENERG</i>	10,1041	12,5770	-8,3600	80,6600
<i>CRIME</i>	4,3546	20,2003	-120,8795	156,7398
<i>EMP</i>	2,0909	5,7529	-161,5135	145,3111
<i>MORT</i>	-32,5495	283,7621	-8000,0000	2975,0000

Fonte: Elaboração própria

Percebe-se uma redução na proporção de pobres (*H*) e um aumento na intensidade da pobreza (*I*), distância que separa a renda média dos pobres e indigentes da linha de pobreza. O índice de pobreza de Sen (*P*) apresentou redução média de 0,02 (lembrando que o índice varia de 0 a 1), sendo que o município com maior redução da pobreza teve redução de 0,19 no índice (município de Lagoa do Ouro, em Pernambuco) e o município com o maior aumento da pobreza apresentou elevação do índice em 0,28 (município de Pedro Laurentino, no Piauí). O índice de indigência (*P\_ind*), calculado pela fórmula proposta por Sen (1974), mas considerando indivíduos com renda igual ou menor que metade da linha de pobreza, também teve redução no período considerado. Interessante notar também que o índice de desigualdade de renda entre os pobres (*Gp*) e o entre os indigentes (*Gind*) elevaram-se, na média, entre 2000 e 2010, embora os valores não sejam muito significativos. O município com maior redução na desigualdade entre os pobres foi Camargo, no Rio Grande do Sul.

O crescimento do PIB per capita (*CRESC*), o acesso a saneamento básico e à energia elétrica, e a taxa de emprego formal elevaram-se, em média, entre 2004 e 2009. Por outro lado, percebe-se queda no analfabetismo e na taxa de mortalidade infantil. A variável *PBF* indica que a média da variação do valor de benefícios per capita do Bolsa



Família foi de R\$ 45,93, tendo municípios onde houve queda de R\$ 233,01 per capita e outros onde houve aumento de R\$ 1.303,25 per capita no período. Os dados revelam heterogeneidade dos indicadores entre os municípios brasileiros.

Com base na especificação geral do modelo espacial com efeitos fixos, o modelo empírico-econométrico a ser estimado possui a seguinte forma quando a variável dependente é o índice de pobreza:

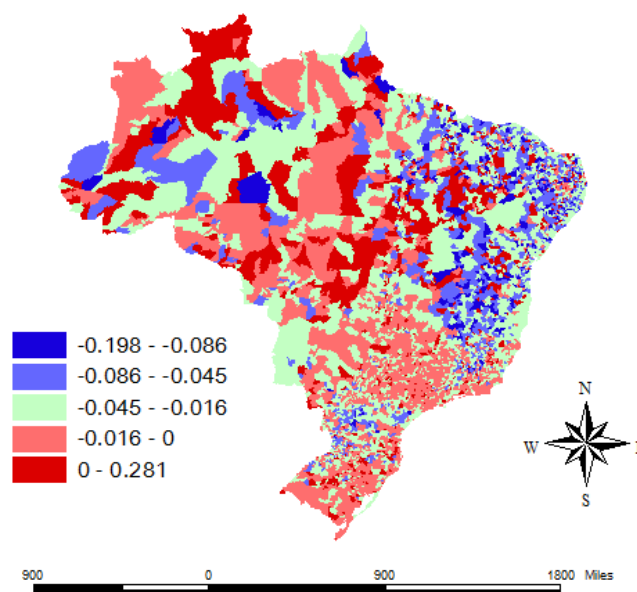
$$\begin{aligned} \Delta P = & \beta_0 + \rho W\Delta P + \beta_1 \Delta \log PBF + \beta_2 \Delta CRESC + \beta_3 \Delta ANALF + \beta_4 \Delta SANEA \\ & + \beta_5 \Delta ENERG + \beta_6 \Delta CRIME + \beta_7 \Delta EMP + \beta_8 \Delta MORT + \beta_9 N \\ & + \beta_{10} NE + \beta_{11} S + \beta_{12} CO + \tau_1 \Delta \log PBF + \tau_2 \Delta CRESC + \tau_3 \Delta ANALF \\ & + \tau_4 \Delta SANEA + \tau_5 \Delta ENERG + \tau_6 \Delta CRIME + \tau_7 \Delta EMP + \tau_8 \Delta MORT \\ & + \tau_9 N + \tau_{10} NE + \tau_{11} S + \tau_{12} CO + \lambda W\xi + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

Quando a variável dependente é o índice de indigência,  $\Delta Pind$ , a especificação do lado direito do modelo empírico-econométrico é a mesma.

A especificação de quais defasagens espaciais serão consideradas no lado direito da equação definirá os modelos espaciais (SAR, SEM, SAC, SDM, SDEM e SLX), como relatado anteriormente, na seção 3.

A Figura 5 apresenta a variação da pobreza, medida pelo índice de Sen, nos municípios brasileiros entre 2004 e 2009. É possível visualizar que a pobreza reduziu-se na maior parte dos municípios brasileiros, sendo que a maior redução da pobreza concentrou-se em municípios das regiões Nordeste e Norte.

**Figura 5: Variação da Pobreza entre 2000 e 2010 nos Municípios Brasileiros**



Fonte: Elaboração própria

## 5- Resultados e Discussão

A Tabela 14 apresenta os resultados dos modelos estimados para captar o efeito dos benefícios do Bolsa Família sobre a pobreza entre 2004 e 2009<sup>29</sup>. Na primeira coluna estão as estimações por MQO utilizando dados agrupados (POLS). Em seguida é apresentada a estimação por MQO após a remoção dos efeitos fixos (PD). Nota-se que a estimação com dados agrupados (POLS) indica que o PBF teria impacto positivo sobre a pobreza. Entretanto, quando os efeitos fixos são removidos o sinal do coeficiente da variável representativa do Bolsa Família se altera, deixando de ser significativo. Percebe-se ainda que os coeficientes das variáveis SANEA, ENERG, EMP e MORT deixam de ser significativos para explicar a pobreza. Há alteração também nos coeficientes das variáveis *dummy* incluídas para as regiões Norte e Centro-Oeste, confirmando a importância do controle dos efeitos fixos.

Pelos testes de Koenker-Basset e White, há indicação de heterocedasticidade. Não há evidência de problemas de multicolinearidade no modelo. Entretanto, há sinais de que os erros estejam autocorrelacionados espacialmente tanto pelo *I* de Moran quanto pelos multiplicadores de Lagrange, que são estatisticamente significativos. O teste de Multiplicador de Lagrange (ML) da defasagem espacial apresenta maiores valores que o teste na versão do erro, indicando que o melhor modelo deveria considerar a defasagem espacial. Como o processo de identificação apontou autocorrelação espacial tanto no modelo com dados agrupados (POLS) quanto no modelo após a remoção de efeitos fixos (PD), se a estimação for feita por MQO o estimador será viesado e inconsistente.<sup>30</sup>

Em seguida foram estimados os modelos SAR, SEM, SAC, SDM, SDEM e SLX a fim de controlar os efeitos fixos em conjunto com o controle da dependência espacial. Em todos os modelos estimados os testes nos resíduos indicaram a persistência da dependência espacial e da heterocedasticidade. Para tratar a heterocedasticidade, os modelos foram novamente estimados com a utilização dos estimadores HAC e KP-HET, como descrito na seção 3 deste artigo. O estimador KP-HET corrige a heterocedasticidade e o estimador HAC corrige a heterocedasticidade e a dependência espacial em conjunto. Mesmo tratando a heterocedasticidade, a dependência espacial permaneceu nos modelos SEM, SAC e SDEM, indicando que esta não era induzida pela

---

<sup>29</sup>O R<sup>2</sup> apresentado nas tabelas de resultados é, na verdade, o pseudo-R<sup>2</sup>, que é a correlação ao quadrado entre os valores ajustados pelo modelo e os valores observados (ANSELIN, 1992).

<sup>30</sup>Foi utilizado o procedimento de Baumont (2004) para escolha da matriz de ponderação das regressões, sendo selecionada a matriz de três vizinhos mais próximos por apresentar maior *I* de Moran no teste dos resíduos da regressão por MQO.

heterocedasticidade. Assim, apenas os modelos SAR e SDM não apresentaram evidências de autocorrelação espacial, dado que o estimador HAC elimina a autocorrelação e a heterocedasticidade.

**Tabela 14: Estimação do Efeito do Bolsa Família sobre a Pobreza**

VARIÁVEL	POLS	PD	SDM (HAC)	SDM (HAC e End)
<i>CONSTANTE</i>	0,08840*** (0,00414)	-0,01134*** (0,00142)	-0,00233 (0,00236)	0,00019 (0,00126)
<i>LogPBF</i>	0,01840*** (0,00134)	-0,00268 (0,00243)	-0,00256 (0,00292)	-0,00283 (0,00400)
<i>CRESC</i>	0,00003 (0,00004)	0,00007 (0,00008)	-0,00006 (0,00004)	-0,00010*** (0,00004)
<i>ANALF</i>	0,00250*** (0,00006)	0,00230*** (0,00017)	0,00153*** (0,00037)	0,00123*** (0,00033)
<i>SANEA</i>	-0,00031*** (0,00002)	0,00002 (0,00003)	0,00008* (0,00005)	0,00011** (0,00005)
<i>ENERG</i>	-0,00089*** (0,00003)	-0,00006 (0,00004)	0,00008 (0,00014)	0,00011 (0,00013)
<i>CRIME</i>	-0,00026*** (0,00001)	-0,00003* (0,00002)	-0,00001 (0,00002)	-0,00001 (0,00002)
<i>EMPPC</i>	-0,00024*** (0,00004)	-0,00001 (0,00008)	0,00005 (0,00006)	0,00007 (0,00007)
<i>MORT</i>	0,00001*** (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)
<i>N</i>	-0,00315** (0,00160)	0,01549*** (0,00205)	0,00842*** (0,00323)	0,00493** (0,00218)
<i>S</i>	-0,00455*** (0,00114)	-0,00001 (0,00134)	-0,00074 (0,00172)	-0,00078 (0,00091)
<i>NE</i>	-0,00462*** (0,00132)	-0,00557*** (0,00144)	-0,00024 (0,00267)	0,00148 (0,00173)
<i>CO</i>	-0,01550*** (0,00155)	0,00705*** (0,00186)	0,00378*** (0,00164)	0,00192* (0,00112)
<i>W_P</i>			0,55457*** (0,09312)	0,76985*** (0,05655)
<i>W_LogPBF1</i>				0,00274 (0,00281)
<i>W_CRESC</i>			0,00008* (0,00004)	0,00005 (0,00004)
<i>W_SANEA</i>			-0,00009*** (0,00004)	-0,00008* (0,00004)
<i>W_ENERG</i>			-0,00012*** (0,00006)	-0,00011 (0,00008)
R <sup>2</sup>	0,6560	0,0989	0,1675	0,1553
Dep, Espacial	Sim	Sim	Não	Não
Hausman (p-valor)				0,0000***
Nº de observações	11014	5507	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%. \*\* significativo em 5%. \*significativo em 10%

Desvio-padrão entre parênteses

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais *WX* significativas nas estimações.

Os demais modelos estimados são apresentados no Apêndice.

Os resultados não variaram em decorrência da alteração no Kernel utilizado, indicando que as estimações são robustas.

O modelo que apresentou o melhor grau de ajustamento, medido pelo pseudo- $R^2$ , foi o modelo espacial SDM. Este modelo indica que a variável dependente nas regiões vizinhas apresenta interação, assim, a variação da pobreza em um município influencia e é influenciada pela variação da pobreza no município vizinho. Ao mesmo tempo, o modelo SDM indica que todas as variáveis explicativas possam transbordar espacialmente. Os resultados deste modelo são apresentados na coluna SDM (HAC). Após tratar os efeitos fixos, a dependência espacial e a heterocedasticidade, o último passo foi tratar a endogeneidade.

O instrumento utilizado para a variável *PBF* foi o percentual de jovens (com idade até 18 anos) em relação à população total, como explicitado na seção 3. O teste de Durbin-Wu-Hausman confirmou a hipótese de que há endogeneidade entre *PBF* e a pobreza (*P*). A estatística F do primeiro estágio da estimação indica que o instrumento é válido<sup>31</sup>. Ao se controlar a endogeneidade, o coeficiente da variável CRESC que não era significativo no modelo SDM (HAC) passa a ser, ao passo que o coeficiente da variável *dummy* para o Nordeste muda de sinal, reforçando a importância dos controles adotados neste trabalho.

Os resultados do modelo com controle dos efeitos fixos, dependência espacial, heterocedasticidade e endogeneidade, representado na Tabela 14 como SDM (HAC e End), indicam que o Programa Bolsa Família tem relação inversa com a pobreza, entretanto, o coeficiente da variação no valor de benefícios do Programa Bolsa Família não é significativo para explicar as variações da pobreza no período considerado. Este resultado está de acordo com os estudos de Silva e Silva (2007), Marinho *et al.* (2011), Kerstenetzky (2009) e Yazbek (2012). A relação não significativa encontrada entre Bolsa Família e pobreza pode ser explicada pelo fato de o Programa Bolsa Família adotar uma linha máxima de renda muito baixa para seleção dos beneficiários, deixando de beneficiar muitas famílias que, de fato, vivem em situação de pobreza. Além disso, os valores dos benefícios são baixos, oferecendo poucas possibilidades de superação da pobreza. Outra explicação seria a apontada por Marques (2008) de que o PBF não é acompanhado de ações que alterem a forma da reprodução e da distribuição da riqueza. De fato, como se pode observar na Tabela 13 apresentada anteriormente, o índice de desigualdade de renda entre os pobres e a intensidade da pobreza, distância que separa a

---

<sup>31</sup> A estatística t do primeiro estágio da regressão com variável endógena *LogPBF* indica que o instrumento é válido (WOOLDRIDGE, 2002). A estatística t assume o valor de 2,60, com um nível de significância de 1%.

renda média dos indivíduos pobres da linha de pobreza, elevaram-se no período considerado. A elevação da intensidade da pobreza é mais um indicativo de que os benefícios não têm sido suficientes para que as famílias superem a linha de pobreza.

Quando a variável de interesse é alterada para a indigência, os resultados indicam que, após o controle da dependência espacial, heterocedasticidade e das características não observadas (modelo SDM HAC), o Programa Bolsa Família não teve o efeito de reduzir a indigência, uma vez que o coeficiente encontrado não é significativo (Tabela 15).

Na Tabela 15, os resultados do modelo SDM (HAC e END) indicam que após o controle dos efeitos fixos, dependência espacial, heterocedasticidade e endogeneidade, a variação no valor dos benefícios do Bolsa Família foi importante para retirar as pessoas da situação de indigência. Porém, o coeficiente continua apresentando valor muito pequeno: um aumento em 1% no valor do benefício provoca uma redução de apenas 0,00043% na indigência.

**Tabela 15: Estimação do Efeito do Bolsa Família sobre a Indigência**

VARIÁVEL	POLS	PD	SDM (HAC)	SDM (HAC e END)
<i>CONSTANTE</i>	0,06830*** (0,00314)	-0,00268*** (0,00112)	0,00084 (0,00151)	0,01248** (0,00527)
<i>LOGPBF</i>	0,01550*** (0,00102)	0,00058 (0,00192)	-0,00093 (0,00234)	-0,00043** (0,00019)
<i>CRESC</i>	0,00007** (0,00002)	0,00007 (0,00006)	-0,00004 (0,00003)	-0,00011** (0,00004)
<i>ANALF</i>	0,00179*** (0,00004)	0,00192*** (0,00014)	0,00130*** (0,00027)	0,00085*** (0,00032)
<i>SANEA</i>	-0,00018*** (0,00001)	0,00002 (0,00003)	0,00006* (0,00003)	0,00004 (0,00005)
<i>ENERG</i>	-0,00081*** (0,00002)	-0,00022*** (0,00004)	-0,00006 (0,00012)	0,00017 (0,00013)
<i>CRIME</i>	-0,00017*** (0,00001)	-0,00001 (0,00002)	0,00001 (0,00002)	0,00003 (0,00002)
<i>EMP</i>	-0,00011*** (0,00003)	0,00002 (0,00006)	0,00004 (0,00004)	0,00007 (0,00009)
<i>MORT</i>	0,00001*** (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)
<i>N</i>	-0,00082 (0,00122)	0,01115*** (0,00162)	0,00733*** (0,00248)	0,01687** (0,00658)
<i>S</i>	-0,00106 (0,000867)	0,00060 (0,00105)	-0,00023 (0,00124)	-0,00323* (0,00181)
<i>NE</i>	-0,00173* (0,000997)	-0,01049*** (0,00114)	-0,00287 (0,00267)	0,01074* (0,00592)
<i>CO</i>	-0,00872*** (0,00117)	0,00807*** (0,00147)	0,00474*** (0,00140)	0,00870* (0,00335)
<i>W_PIND</i>			0,50428*** (0,09054)	0,60094*** (0,09666)
<i>W_CRESC</i>			0,00006*** (0,00002)	0,00001 (0,00003)
<i>W_SANEA</i>			-0,00004*** (0,00002)	-0,00003* (0,00002)
<i>W_ENERG</i>			-0,00003 (0,00003)	-0,00001 (0,00004)
R <sup>2</sup>	0,641	0,1856	0,25044	0,182157
Dep, Espacial	Sim	Sim	Não	Não
Hausmann (p-valor)				0,00000
Nº de observações	11014	5507	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%. \*\* significativo em 5%. \*significativo em 10%

Desvio-padrão entre parênteses

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais *WX* significativas nas estimações.

Os demais modelos estimados são apresentados no Apêndice.

Os resultados não variaram em decorrência da alteração no Kernel utilizado, indicando que as estimações são robustas.

## 6- Considerações Finais

Este estudo teve o propósito de estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre a pobreza e a indigência nos municípios brasileiros no período entre 2004 e 2009, removendo das estimações os efeitos fixos advindos de variáveis não observadas, como, por exemplo, preferências individuais, cultura, fatores subjetivos como possuir auto-respeito, ser capaz de participar da vida da comunidade e estar feliz. As estimações foram feitas utilizando o instrumental de econometria espacial. A estimação do modelo espacial por efeitos fixos tem a vantagem de controlar a heterogeneidade não observável nas estruturas econômicas, sociais, institucionais e políticas das regiões. Percebeu-se a importância deste controle, pois houve mudança de sinal no coeficiente da variável representativa do Bolsa Família quando a estimação controla para as características não observadas dos municípios brasileiros. Assim, uma conclusão que se tira é que as estimativas do impacto do Bolsa Família sobre a pobreza e a indigência feitas sem o controle de efeitos fixos são postas sob suspeita, por serem inconsistentes.

Além do controle dos efeitos fixos e da dependência espacial, este trabalho teve o diferencial de controlar a heterocedasticidade por meio de estimadores HAC (para os modelos SAR e SDM) e KP-HET (para os modelos SEM, SAC e SDEM), e de controlar a endogeneidade existente entre Bolsa Família e pobreza e entre Bolsa Família e indigência, o que torna os resultados robustos.

Além de contribuir com a literatura por considerar municípios como região de análise, permitindo a mensuração do impacto do Bolsa Família sobre a pobreza e a indigência de forma mais desagregada, de controlar as características idiossincráticas não observadas em conjunto com a dependência espacial, a heterocedasticidade e a endogeneidade, este trabalho também contribui com a pesquisa sobre o tema ao utilizar a medida de pobreza proposta por Sen (1974). A utilização da medida de Sen incorpora aspectos da pobreza como proporção de pobres, intensidade da pobreza e desigualdade de renda entre os pobres, sendo uma medida eficiente de pobreza. Ademais, este trabalho diferencia-se por incorporar na análise fatores que refletem o aspecto multidimensional da pobreza, tais como acesso a serviços básicos e ao mercado de trabalho, associando alterações nesses fatores a alterações na pobreza.

Os resultados encontrados indicam que o Programa Bolsa Família não teve influência significativa para redução da pobreza e da indigência nos municípios brasileiros no período considerado. Estes resultados estão de acordo com os estudos de

Silva e Silva (2007), Marinho et al (2011), Kerstenetzky (2009) e Yazbek (2012). Uma das explicações possíveis para o resultado não significativo sobre a pobreza e a indigência é o fato de o Programa Bolsa Família adotar uma linha máxima de renda muito baixa para seleção dos beneficiários, deixando de beneficiar muitas famílias que de fato vivem em situação de pobreza. Além disso, os valores dos benefícios são muito baixos, oferecendo poucas possibilidades de os indivíduos ultrapassarem a linha de pobreza. Outra explicação seria a apontada por Marques (2008) de que o PBF não é acompanhado de ações que alterem a forma da reprodução e da distribuição da riqueza. Os dados utilizados neste artigo indicam que o índice de desigualdade de renda entre os pobres e a intensidade da pobreza, distância que separa a renda média dos indivíduos pobres da linha de pobreza, elevaram-se no período considerado. A elevação da intensidade da pobreza é mais um indicativo de que os benefícios não têm sido suficientes para que as famílias superem a linha de pobreza.

A forma do Programa Bolsa Família está adequada à abordagem multidimensional da pobreza, por intermédio das transferências de renda, das condicionalidades e dos programas complementares. Entretanto, os resultados encontrados indicam que o programa não tem apresentado efetividade no combate à pobreza. O valor dos benefícios tem sido utilizado pelas famílias prioritariamente para compra de alimentos (KERSTENETZKY, 2009; PAES-SOUZA e QUIROGA, 2010), o que indica que o valor transferido não é suficiente para enfrentar a pobreza em todos os seus aspectos. O Governo Federal deve atuar sobre os demais aspectos da pobreza, com ampliação do acesso a serviços de saúde e à educação de qualidade, e integração ao mercado de trabalho. O Programa Bolsa Família tem como ponto positivo as condicionalidades, mas é necessário o provimento dos serviços com qualidade. A ideia dos programas complementares é especialmente importante para garantir a superação da pobreza, podendo ser pensadas soluções que ofereçam treinamentos aos indivíduos para integração ao mercado de trabalho.



## 7- Referências Bibliográficas

ALMEIDA, Eduardo. **Econometria Espacial Aplicada**. 1a. ed. Campinas: Alínea Editora, 2012. v. 1. 498 p.

ANSELIN, Luc. **SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data**. University of Illininois, 1992.

ANSELIN, Luc; LOZANO-GRACIA, Nancy. **Errors in variables ans spatial effects in hedonic house Price models of ambient air quality**. In: Arbia, G; Baltagi, B. H. (ed). *Spatial Econometrics: methods ans applications*. Ed. Phisica Verlag, Heidelberg, 2009.

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

BRASIL. Lei n. 10.836, de 9 de janeiro de 2004. Cria o Programa Bolsa Famíliae dá outras providências. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Legislativo, Brasília, DF, 9 jan. 2004. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2004-2006/2004/lei/110.836.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2004/lei/110.836.htm)>. Acesso em 10 jan. 2012.

DEATON, Angus. **The analysis of household surveys, a microeconometric approach to development policy**. Johns Hopkins University Press: Baltimore, 1997.

DEL GROSSI, Mauro. **Pobreza e extrema pobreza no Brasil rural**. In: Buainain. (Org.). *A nova cara da pobreza rural: desafios para as políticas públicas*. A nova cara da pobreza rural: desafios para as políticas públicas. Brasília: Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura (IICA), 2012, v. 16, p. 319-334.

DINIZ, Marcelo Bentes; DINIZ, Marcos Monteiro. Um indicador comparativo de pobreza multidimensional a partir dos objetivos do desenvolvimento do milênio. **Econ. Apl.**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 3, Set. 2009.

FERES, Juan Carlos. Notas sobre La medición de la pobreza según el método del ingreso. **Revista de la CEPAL**, n. 61, 1997.

GAFAR, J. Growth, inequality and poverty in selected Caribbean and Latin America countries, with emphasis on Guyana. **Journal of Latin America Studies**, n. 30, p. 591–617, 1998.

GIAMBIAGI, Fabio; FRANCO, Samuel. **Esgotamento do papel do salário mínimo como mecanismo de combate à pobreza extrema**. Texto para discussão, n. 1290, IPEA, Rio de Janeiro, 2007.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **J. Real State Finance Econ.**, Dordrecht, v.17, n.1, p.99-121, 1998.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model. **International Economic Review** 1999;40:509–533.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. HAC Estimation in a Spatial Framework. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v.140, n.1, p.131-154, 2007.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. forthcoming. Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 157, n.1, p. 53-67, 2010.

KERSTENETZKY, Celia Lessa. Redistribuição e desenvolvimento? A economia política do Programa Bolsa Família. **Dados**, Rio de Janeiro, v. 52, n. 1, Mar. 2009.

LOPES, Helger Marra. **Análise de pobreza com indicadores multidimensionais: uma aplicação para Brasil e Minas Gerais**. 200. 65p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Minas Gerais, CEDEPLAR. Belo Horizonte, 2003.

HERCULANO, Selene. A qualidade de vida e seus indicadores. **Ambiente & Sociedade**. v.1, n. 2, jan./jun,1998.

HOFFMANN, Rodolfo. **Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil**. In: HENRIQUES, R. O. (Ed.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p.81-107.

\_\_\_\_\_. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**. Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 55-81, junho de 2006.

MARINHO, Emerson; LINHARES, Fabricio; CAMPELO, Guaracyane. Os programas de transferência de renda do governo impactam a pobreza no Brasil?. **Rev. Bras. Econ.**, Rio de Janeiro, v. 65, n. 3, Set. 2011.

MARQUES, Rosa Maria. Política de transferência de renda no Brasil: a experiência do Bolsa Família. **Revista Sociedade e Cultura**, v. 11, n. 2, p. 237-243, jul./dez. 2008.

MARQUES, Rosa Maria; MENDES, Áquilas. Sobre a política de combate à pobreza no governo Lula. **Revista de Economia**, v. 34, n. 3 (ano 32), p. 91-112, set./dez. 2008.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL. Bolsa Família. 2012. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>>. Acesso em: 16 Set. 2012.

OLIVEIRA, R. B. ; BUAINAIN, Antonio Márcio; NEDER, Henrique Dantas. **Pobreza: Conceitos e Mensuração**. In: Antonio Márcio Buainain; Cláudio Salvadori Dedecca; Henrique Dantas Neder. (Org.). *A nova cara da pobreza rural: desafios para as políticas públicas*. A nova cara da pobreza rural: desafios para as políticas públicas. 1 ed. Brasília-DF: IICA, 2012, v. 16, p. 241-258.

OTTONELLI, Janaina; MARIANO, J. L. ; MARIN, Solange Regina. **Elasticidades Renda e Desigualdade da Pobreza: um estudo no Nordeste por dados em painel**

(2001 a 2009). In: VIII Encontro de Economia Baiana, 2012, Salvador. Anais, 2012. p. 382-397.

PAES-SOUZA, Rômulo; QUIROGA, Junia. **Programas de transferência de renda e redução da pobreza e das desigualdades sociais no Brasil, no período de 2004 a 2011**. In: Ministério da Saúde. Saúde Brasil 2010: uma análise da situação de saúde e de evidências selecionadas de impacto de ações de vigilância em saúde. Brasília: Ministério da Saúde; 2011.

RAMOS, Carlos Alberto; SANTANA, Ricardo. **Quão Pobres São os Pobres do Brasil: 1992-2001**. Brasília:Universidade de Brasília. Texto para discussão n.275, 2003.

RIBEIRO, Cláudio Oliveira; MENEZES, Roberto Goulart. Políticas públicas, pobreza e desigualdade no Brasil: apontamentos a partir do enfoque analítico de Amartya Sen. **Revista Textos & Contextos**, Porto Alegre v. 7 n. 1 p. 42-55. jan./jun. 2008.

ROCHA, S. Estabelecimento e comparação das linhas de pobreza para o Brasil. Texto para discussão interna, Rio de Janeiro, INPES/IPEA, 1988.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. McGraw-Hill, 1996.

SCHWARTZMAN, Simon.Redução da desigualdade, da pobreza e os programas de transferência de renda. Rio de Janeiro: IETS – Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade. 2006.

SEN, Amartya. Informational bases of alternative welfare approaches. Aggregation and income distribution. **Journal of Public Economics**, 3, 387-403, 1974.

\_\_\_\_\_. Poverty: an ordinal approach to measurement. **Econometrica**, 44(2), mar., 1976.

\_\_\_\_\_. **Inequality reexamined**. Nova York, Russel Sage Foundation, 1992.

\_\_\_\_\_. A economia da vida e da morte. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, ano 8, n. 23, 1993.

\_\_\_\_\_. **Desenvolvimento como Liberdade**. Trad. Laura Teixeira Motta. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

SILVA E SILVA, Maria Ozanirada. O Bolsa Família: problematizando questões centrais na política de transferência de renda no Brasil. **Ciência e Saúde Coletiva**, V. 12, N. 6, dez. 2007, pp. 1429.

SILVA JUNIOR, Luiz Honorato da. Pobreza na População Rural Nordestina: Uma Análise de suas características durante os anos noventa. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, V. 13 N. 26 p. 275-290, dezembro de 2006.

SKOUFIAS, Emmanuel. **PROGRESA and its Impacts on the welfare of Rural Households in Mexico**. Research Report, 139.International Food Policy Research Institute, Washington, D.C. 2005.

SKOUFIAS, Emmanuel; DAVIS, Benjamin; BEHRMAN, Jere R. **Final Report: An Evaluation of the Selection of Beneficiary Households in the Education, Health, and Nutrition Program (PROGRESA) of Mexico.** International Food Policy Research Institute, Washington, D.C. 1999.

SOARES, Fábio Veras; RIBAS, Rafael Perez; OSÓRIO, Rafael Guerreiro. Avaliando o impacto do programa Bolsa Família: uma comparação com programas de transferência condicionada de renda de outros países. **IPC Evaluation Note**, n. 1, dez. 2007. Centro Internacional da Pobreza/Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Brasília, DF: PNUD.

SOARES, Sergei; SOUZA, Pedro Herculano G. Ferreira de; OSÓRIO, Rafael Guerreiro; SILVEIRA, Fernando Gaiger. **Os impactos do benefício do programa Bolsa Família sobre a desigualdade e a pobreza.** In: Abrahão J and Modesto L. *Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafio.* Brasília: IPEA; 2010. v. 2 p. 27-52.

SOARES, Sergei; ZEPEDA, Eduardo. Todas as Transferências de Renda Diminuem a Desigualdade?. **One Paper**, n. 36, Jan. 2008. Centro Internacional da Pobreza.

SPICKER, Paul. Definitions of Poverty: eleven definitions. In: Gordon, David e Spicker, Paul (eds.) *The International Glossary on Poverty.* Zed Books. 1999.

TAVARES, Priscila de Albuquerque ; PAZELLO, Elaine Toldo ; FERNANDES, R. ; CAMELO, R. S. . Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, p. 25-58, 2009.

TEIXEIRA, Gilmara Emília. **Pobreza e desigualdade de renda: um estudo comparativo entre as microrregiões de Montes Claros e Uberlândia.** Disponível em: <[https://www.cedeplar.ufmg.br/seminarios/seminario\\_diamantina/2006/D06A100.pdf](https://www.cedeplar.ufmg.br/seminarios/seminario_diamantina/2006/D06A100.pdf)>. Acesso em 17 de out. 2012.

TEIXEIRA, Gilmara Emília; Rodrigues, Luciene; Theophilo, Carlos Renato. **Faces Da Pobreza: Um Estudo Para A Cidade De Montes Claros (Mg).** In: Anais do XIII Seminário sobre a Economia Mineira. 2008. Disponível em: <[https://cedeplar.ufmg.br/seminarios/seminario\\_diamantina/2008/D08A130.pdf](https://cedeplar.ufmg.br/seminarios/seminario_diamantina/2008/D08A130.pdf)> . Acesso em 10 de out. 2012.

TEIXEIRA, Evandro Camargos; SERRA, Maurício Aguiar. O impacto da criminalidade no valor da locação de imóveis: o caso de Curitiba. **Economia e Sociedade**, v. 15, n. 1 (26), p. 175-207. Campinas, jan-jun 2006.

YAZBEK, Maria Carmelita. Pobreza no Brasil contemporâneo e formas de seu enfrentamento. **Serv. Soc. Soc.**, São Paulo, n. 110, Jun. 2012 . Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0101-66282012000200005&lng=en&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-66282012000200005&lng=en&nrm=iso)>. Acesso em 17 Out. 2012.

ZANDONAI, Cristiane Oliveira. **A pobreza na Região Metropolitana de Porto Alegre**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada), 2005. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. 132 p.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data**, MIT Press, 2002.

## APÊNDICE

**Tabela 16: Efeitos sobre a Pobreza - Modelos testados com a variável explicativa  
Valor dos Benefícios per capita do Bolsa Família (PBF)**

VARIÁVEL	SAR (HAC)	SEM (KP- HET)	SAC (KP- HET)	SDEM (KP-HET)	SLX
<i>CONSTANTE</i>	-0,00238 (0,00226)	-0,01304*** (0,00159)	-0,00162 (0,00115)	-0,01201*** (0,00169)	-0,00989*** (0,00159)
<i>LogPBF</i>	-0,00206 (0,00278)	-0,00270 (0,00252)	-0,00107 (0,00187)	-0,00323 (0,00252)	-0,00386 (0,00242)
<i>CRESC</i>	-0,00006 (0,00004)	-0,00001 (0,00004)	-0,00001 (0,00004)	0,00001 (0,00004)	0,00004 (0,00008)
<i>ANALF</i>	0,00147*** (0,00037)	0,00200*** (0,00031)	0,00122*** (0,00031)	0,00200*** (0,00030)	0,00225*** (0,00017)
<i>SANEA</i>	0,00008* (0,00004)	0,00007* (0,00004)	0,00003 (0,00003)	0,00006 (0,00003)	0,00005 (0,00004)
<i>ENERG</i>	0,00002 (0,00012)	-0,00001 (0,00009)	-0,00002 (0,00005)	0,00006 (0,00009)	0,00013*** (0,00006)
<i>CRIME</i>	-0,00001 (0,00002)	-0,00003 (0,00002)	-0,00001 (0,00002)	-0,00003 (0,00002)	-0,00003 (0,00003)
<i>EMP</i>	0,00006 (0,00006)	0,00004 (0,00005)	0,00001 (0,00004)	0,00004 (0,00005)	-0,00001 (0,00008)
<i>MORT</i>	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00000 (0,00001)	0,00001 (0,00001)
<i>N</i>	0,00702*** (0,00321)	0,01371*** (0,00336)	0,00631*** (0,00225)	0,01537*** (0,00345)	0,01767*** (0,00214)
<i>S</i>	-0,00072 (0,00163)	0,00038 (0,00119)	-0,00053 (0,00058)	0,00027 (0,00118)	-0,00022 (0,00133)
<i>NE</i>	-0,00052 (0,00260)	-0,00751*** (0,00199)	0,00029 (0,00111)	-0,00612*** (0,00209)	-0,00363*** (0,00149)
<i>CO</i>	0,00314*** (0,00163)	0,00694*** (0,00173)	0,00272*** (0,00102)	0,00758*** (0,00176)	0,00818*** (0,00186)
<i>W_P</i>	0,59917*** (0,09564)		0,67746*** (0,08448)		
<i>W_CRESC</i>				0,00010*** (0,00004)	0,00039*** (0,00012)
<i>W_SANEA</i>				-0,00009*** (0,00003)	-0,00028*** (0,00006)
<i>W_ENERG</i>				-0,00016*** (0,00007)	-0,00034*** (0,00007)
$\lambda$		0,26244*** (0,01796)	-0,46229*** (0,04718)	0,26012*** (0,01798)	
R <sup>2</sup>	0,1633	0,0976	0,1581	0,1015	0,1077
Dep, Espacial	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Nº de observações	5507	5507	5507	5507	5507

\*\*\*significativo em 1%, \*\* significativo em 5%, \*significativo em 10%

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais WX significativas nas estimações.

Não houve alteração nos coeficientes do modelo SAR, independente do Kernel utilizado.

**Tabela 17: Efeitos sobre a Indigência - Modelos testados com a variável explicativa Valor dos Benefícios per capita do Bolsa Família (PBF)**

VARIÁVEL	SAR (HAC)	SEM (KP-HET)	SAC (KP-HET)	SDEM (KP-HET)	SLX
<i>CONSTANTE</i>	0,00087 (0,00137)	-0,00381*** (0,00123)	0,00075 (0,00077)	-0,00285** (0,00142)	-0,00188 (0,00125)
<i>LOGPBF</i>	-0,00061 (0,00225)	-0,00035 (0,00197)	0,00040 (0,00140)	-0,00096 (0,00197)	-0,00028 (0,00191)
<i>CRESC</i>	-0,00005 (0,00003)	0,00001 (0,00003)	0,00001 (0,00003)	0,00003 (0,00003)	0,00003 (0,00006)
<i>ANALF</i>	0,00121*** (0,00026)	0,00166 (0,00024)	0,00108*** (0,00023)	0,00163*** (0,00023)	0,00188*** (0,00013)
<i>SANEA</i>	0,00005* (0,00003)	0,00005* (0,00003)	0,00002 (0,00002)	0,00004 (0,00003)	0,00004 (0,00003)
<i>ENERG</i>	-0,00009 (0,00009)	-0,00017*** (0,00007)	-0,00010*** (0,00004)	-0,00008 (0,00007)	-0,00006 (0,00005)
<i>CRIME</i>	0,00001 (0,00002)	-0,00001 (0,00002)	0,00001 (0,00001)	-0,00001 (0,00002)	-0,00001 (0,00002)
<i>EMP</i>	0,00004 (0,00005)	0,00004 (0,00004)	0,00002 (0,00003)	0,00003 (0,00004)	0,00002 (0,00006)
<i>MORT</i>	0,00001 (0,00001)	0,00000 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00001)
<i>N</i>	0,00608*** (0,00249)	0,00988*** (0,00264)	0,00556*** (0,00159)	0,01258*** (0,00278)	0,01307*** (0,00168)
<i>S</i>	-0,00029 (0,00112)	0,00094 (0,00093)	-0,00023 (0,00044)	0,00072 (0,00092)	0,00041 (0,00105)
<i>NE</i>	-0,00211 (0,00252)	-0,01191*** (0,00159)	-0,00164 (0,00111)	-0,00961*** (0,00170)	-0,00884*** (0,00118)
<i>CO</i>	0,00364*** (0,00136)	0,00803*** (0,00135)	0,00323*** (0,00087)	0,00911*** (0,00139)	0,00896*** (0,00147)
<i>W_PIND</i>	0,59649*** (0,09327)		0,64254*** (0,07777)		
<i>W_CRESC</i>				0,00009*** (0,00002)	0,00033*** (0,00009)
<i>W_SANEA</i>				-0,00005*** (0,00002)	-0,00018*** (0,00004)
<i>W_ENERG</i>				-0,00008*** (0,00003)	-0,00027*** (0,00005)
$\lambda$		0,25909*** (0,01779)	-0,49861*** (0,04708)	0,25138*** (0,01793)	
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0,24235</b>	<b>0,18452</b>	<b>0,23849</b>	<b>0,19254</b>	<b>0,193</b>
<b>Dep, Espacial</b>	<b>Não</b>	<b>Sim</b>	<b>Sim</b>	<b>Sim</b>	<b>Sim</b>
<b>Nº de observações</b>	<b>5507</b>	<b>5507</b>	<b>5507</b>	<b>5507</b>	<b>5507</b>

\*\*\*significativo em 1%, \*\* significativo em 5%, \*significativo em 10%

Notas: Foram utilizadas apenas as defasagens espaciais WX significativas nas estimações.

Não houve alteração nos coeficientes do modelo SAR, independente do Kernel utilizado.







## Conclusão dos Ensaio

Este estudo abrangeu os impactos do Programa Bolsa Família em três diferentes aspectos. No primeiro ensaio apresentado, foram estimados os efeitos do Bolsa Família e dos ciclos políticos sobre a eleição do PT para o cargo de presidente nos anos de 2006 e 2010. Embora o objetivo principal do Programa Bolsa Família seja a redução da pobreza, muito se tem debatido sobre os benefícios eleitorais deste programa de transferência de renda. O PBF retirou muitas pessoas da situação de pobreza, concedendo popularidade ao presidente Lula. Além disso, programas de assistência social afetam a votação presidencial, pois os beneficiários têm um forte auto-interesse na manutenção dos benefícios, dos quais eles dependem. Os eleitores podem decidir escolher um candidato apenas para manter o fluxo mais favorável de transferências voluntárias provenientes do Estado.

Os resultados encontrados indicam que o Programa Bolsa Família teve efeito positivo na variação dos votos do PT nos pleitos para presidente nos anos de 2006 e 2010. Os coeficientes encontrados para o programa são significativos seja quando se considera a variação do valor de benefícios *per capita*, seja quando se considera a variação do número de benefícios *per capita*. Assim, nos municípios onde o valor ou o número de benefícios *per capita* elevou-se de 2006 para 2010 houve também aumento no percentual de votos válidos recebidos pelo candidato do PT a presidente. Um aumento de 1% no valor de benefícios *per capita* teria o poder de elevar em 1,65% a votação do PT, enquanto uma variação de 1% no número de benefícios *per capita* teria o efeito de elevar a votação do PT em cerca de 2%. As estimações confirmam ainda a hipótese de influência dos ciclos políticos sobre as eleições presidenciais, em que o aumento nas transferências voluntárias da União para os municípios implica em aumento na votação recebida pelo partido governante. A elevação de 1% nas transferências voluntárias aumentou a votação do PT em mais de 3%.

A partir dos resultados do primeiro ensaio é possível inferir que o Programa Bolsa Família é uma ferramenta com potencial eleitoreiro. O aumento nos benefícios pagos pelo programa constitui-se uma forma de conquista de mais eleitores. Além disso, a manipulação dos valores de transferências voluntárias aos municípios também se constitui como instrumento de conquista de votos. As melhorias nas condições econômicas tiveram efeitos nas eleições consideradas, mas em menor escala.

O segundo ensaio estimou os efeitos do Bolsa Família sobre o bem-estar nos municípios brasileiros no período de 2004 a 2009, utilizando a medida de bem-estar de Sen (1974), indo além das análises já encontradas na literatura de impacto sobre a renda ou sobre a desigualdade de forma isolada. É comum a utilização do PIB *per capita* como medida de bem-estar, mas essa medida é ineficaz quando não se considera a real distribuição de renda, como demonstrado no artigo. Regiões podem ser próximas em termos de PIB *per capita*, mas muito diferentes em termos de qualidade de vida e de educação, por exemplo. Por este motivo, a medida de bem-estar utilizada foi a medida proposta por Sen (1974), que pondera a renda per capita pelo índice de desigualdade. O Bolsa Família pode agir sobre o bem-estar por meio de sua influência para a redução da desigualdade de renda ou por sua influência sobre a renda. Além disso, os próprios objetivos do Bolsa Família relacionam-se à noção de bem-estar proposta por Sen, uma vez que suas condicionalidades visam a reforçar o acesso a direitos sociais básicos – saúde, educação, assistência social e segurança alimentar; suas ações e programas complementares visam à inclusão produtiva das famílias, construindo as condições para que os beneficiários superem a situação de vulnerabilidade e deixem de depender do Programa.

Os resultados indicam que o valor dos benefícios Programa Bolsa Família teve impacto positivo sobre o bem-estar dos municípios, embora o coeficiente encontrado não seja de grande magnitude. Um aumento de 1% no valor de benefícios *per capita* teria o efeito de elevar em apenas 0,03% o bem-estar. O efeito pouco relevante provavelmente deve-se ao fato de que o valor de benefícios do Bolsa Família representa uma parcela muito pequena do PIB. A variação do número de benefícios *per capita* não teve relevância para explicar o bem-estar no período considerado. Dessa forma, políticas que visem a elevar o bem-estar dos municípios brasileiros podem ter como instrumento o acréscimo do valor dos benefícios do Bolsa Família. Os resultados do segundo ensaio indicam ainda que quanto maior a taxa de analfabetismo, a insegurança e a densidade urbana do município, menor o bem-estar. O acesso a saneamento adequado e à energia elétrica, e elevações no nível de emprego, apresentam relação positiva e significativa com o bem-estar.

O terceiro e último ensaio abrangeu o aspecto-chave do Bolsa Família: a pobreza. O principal objetivo do programa é o alívio imediato da pobreza e o oferecimento de condições para que as famílias superem a situação de pobreza. Para verificar se o Bolsa Família está atingindo seu objetivo, o estudo estimou o efeito do

PBF sobre a pobreza e a indigência nos municípios brasileiros no período entre 2004 e 2009.

O trabalho utiliza a medida de pobreza proposta por Sen (1974), que incorpora aspectos da pobreza como proporção de pobres, intensidade da pobreza e desigualdade de renda entre os pobres, sendo uma medida eficiente de pobreza. Dentre as contribuições do trabalho está o fato de incorporar na análise o aspecto multidimensional da pobreza, entendendo que pobre não é só aquela pessoa que sofre da privação de renda, mas aquela que sofre outros tipos de privações, como falta de moradia adequada, falta de alimentos, saneamento básico, educação, saúde, carência de segurança, e falta de emprego.

Os resultados encontrados no ensaio indicam que o Programa Bolsa Família não teve influência significativa para redução da pobreza e da indigência nos municípios brasileiros no período considerado, seja quando se considera o valor de benefícios per capita ou o número de benefícios per capita. Embora o PBF possa ter o efeito de aumentar a renda daquelas famílias que possuem um nível econômico de mera subsistência, permitindo a famílias muito pobres que utilizem os recursos para a compra de alimentos, o PBF não apresenta efetividade na retirada dessas famílias da condição de pobreza.

Uma das explicações possíveis para o resultado não significativo sobre a pobreza é o fato de o Programa Bolsa Família adotar uma linha máxima de renda muito baixa para seleção dos beneficiários, deixando de beneficiar famílias que de fato vivem em situação de pobreza. Além disso, os valores dos benefícios são baixos, oferecendo poucas possibilidades de os indivíduos ultrapassarem a linha de pobreza. Os dados utilizados no ensaio indicam que o índice de desigualdade de renda entre os pobres e a intensidade da pobreza, distância que separa a renda média dos indivíduos pobres da linha de pobreza, elevaram-se no período considerado. A elevação da intensidade da pobreza é mais um indicativo de que os benefícios não têm sido suficientes para que as famílias superem a linha de pobreza.

O formato do Programa Bolsa Família está adequado à abordagem multidimensional da pobreza, por intermédio das transferências de renda, das condicionalidades e dos programas complementares. Entretanto, como o programa não tem tido tanta efetividade para superação da pobreza, o Governo Federal deve buscar opções para atuação sobre os demais aspectos da pobreza, com ampliação do acesso a serviços de saúde e à educação de qualidade, e integração ao mercado de trabalho. A

ideia dos programas complementares do Bolsa Família é especialmente importante para garantir a superação da pobreza, podendo ser pensadas soluções que ofereçam treinamentos aos indivíduos para integração ao mercado de trabalho.

Nos três ensaios as estimações utilizaram o instrumental de econometria espacial. Foram removidos das estimações os efeitos fixos advindos de variáveis não observadas, constantes durante o período de análise. A estimação do modelo espacial por efeitos fixos tem a vantagem de controlar a heterogeneidade não observável nas estruturas econômicas, sociais, institucionais e políticas das regiões. Os dados foram utilizados em nível municipal, o que permitiu análises em nível mais desagregado, contribuindo também para a literatura. No segundo ensaio e no terceiro ensaio, além do controle dos efeitos fixos e da dependência espacial, foi controlada também a heterocedasticidade. No terceiro ensaio, dada a evidência de relação simultânea entre PBF e pobreza, foi tratada também a endogeneidade, considerando que em regiões onde o índice de pobreza é elevado o governo teria uma tendência de expandir o Bolsa Família e, portanto Bolsa Família reduziria a pobreza e pobreza aumentaria Bolsa Família. Os métodos e modelos utilizados garantem a robustez dos resultados deste trabalho.

Em resumo, os três ensaios que compõem este estudo indicam que o PBF tem potencial para gerar votos para o partido governante e tem influência sobre o bem-estar dos municípios. Os efeitos sobre a pobreza não têm sido significativos, o que indica que o Programa precisa de alguns ajustes para garantir maior efetividade no alcance de seu principal objetivo. Além das contribuições quanto a modelos e métodos utilizados nas análises do Bolsa Família, esta dissertação apresenta importantes resultados que podem fomentar a adoção de políticas públicas.

Certamente este trabalho não encerra os debates acerca da efetividade do Programa Bolsa Família. Estudos adicionais sobre os efeitos do Programa sobre a pobreza podem ser feitos, testando outras medidas de pobreza consideradas eficientes na literatura. Além disso, o tempo de existência do Programa ainda não é suficiente extenso para inferir sobre os efeitos de longo prazo do Bolsa Família, ficando este aspecto a ser abordado em estudos futuros.