

# BOLSA FAMÍLIA OU DESEMPENHO DA ECONOMIA? DETERMINANTES DA REELEIÇÃO DE LULA EM 2006\*

Mauricio Canêdo-Pinheiro (IBRE/FGV)

## Resumo

Este artigo investiga os determinantes da mudança no padrão da votação nas eleições presidenciais de 2006, em particular o papel do programa Bolsa Família e do desempenho da economia na migração da base eleitoral de Lula para as regiões menos desenvolvidas. Do ponto de vista metodológico, inova-se ao considerar adequadamente o problema gerado pela agregação de decisões individuais tipicamente não-lineares. Quanto aos resultados, ao contrário de Carraro *et alli* (2009) e outros autores, encontra-se que o impacto do programa Bolsa Família é bastante superior ao do desempenho econômico. No entanto, nenhum dos dois fatores foi capaz de explicar satisfatoriamente toda a extensão da mudança observada em 2006. Nesse sentido, ganha grande apelo a explicação apresentada em Zucco (2008), de que Lula, ao ser o candidato do governo, naturalmente teria desempenho superior em municípios menos desenvolvidos, mais dependentes do Estado.

**Palavras-Chave:** Bolsa Família, Lula, Eleições Presidenciais, Viés de Agregação, Brasil.

**Classificação JEL:** H53, I38.

**Classificação Anpec:** Área 4 – Economia do Setor Público

## Abstract

*This paper investigates the determinants of change in the pattern of voting in the Brazilian presidential elections of 2006, in particular the role of the Bolsa Família programme and of the economic performance in the shift of Lula's voting base toward the poorest regions. From the methodological point of view, innovation is to consider adequately the problem generated by the aggregation of typically nonlinear individual decisions. The results indicate that, unlike Carraro et alli (2009), compared to economic performance, the Bolsa Família programme has had a far greater impact in that shift. However, none of the two factors was able to satisfactorily explain the entire extent of changes observed in 2006. Accordingly, those changes may be the result of an incumbency effect [Zucco (2008)]: in Brazilian presidential elections the candidate from the government party would naturally perform better in less developed regions, more dependent on the state.*

**Keywords:** Bolsa Família, Lula, Presidential Elections, Aggregation Bias, Brazil.

**JEL Classification:** H53, I38.

**Anpec Classification:** Area 4 – Public Economics

---

\* O autor agradece a César Zucco e Leonardo Monastério pelo compartilhamento das bases de dados usadas respectivamente em Zucco (2008) e Carraro *et alli* (2009). Agradecimento também à Adriana Hernandez-Perez, Samuel Pessôa, Régis Bonelli e de diversos participantes de seminários no IBRE/FGV e EPGE/FGV pelos comentários. Os erros remanescentes são de responsabilidade do autor e as opiniões expressas não refletem as posições da FGV ou do IBRE.

## 1 INTRODUÇÃO

Nas eleições presidenciais de 2006 ficou clara a mudança no perfil da votação do candidato reeleito, Luiz Inácio Lula da Silva (Lula). Se nas eleições presidenciais anteriores Lula foi particularmente bem sucedido em regiões mais urbanizadas e desenvolvidas do Brasil, em 2006 o candidato do Partido dos Trabalhadores (PT) viu sua base eleitoral migrar para regiões menos desenvolvidas do país.

Muitas hipóteses foram levantadas para explicar tal mudança. Em Hunter & Power (2007) elas foram organizadas em três grandes categorias. Em primeiro lugar, os eleitores mais pobres e menos escolarizados teriam menos acesso à informação sobre os escândalos de corrupção que surgiram no primeiro mandato de Lula. Em segundo lugar, os eleitores de menor renda seriam os maiores beneficiados com a política econômica do primeiro governo de Lula. Por último, as políticas sociais, particularmente o programa Bolsa Família, explicariam grande parte do desempenho eleitoral de Lula nas regiões menos desenvolvidas. Ademais, Zucco (2008) aponta evidências de que no Brasil o candidato a presidente ligado ao governo sempre obtém desempenho eleitoral relativamente melhor em regiões menos desenvolvidas, naturalmente mais dependentes do Estado. Tal regularidade também ajudaria a explicar o desempenho de Lula nestas regiões.

Sobre a relação entre os programas de transferência de renda e o desempenho de Lula nas eleições de 2006, existe um amplo debate público sobre os dividendos eleitorais do programa Bolsa Família.<sup>1</sup> Este debate foi transplantado para o ambiente acadêmico. Os resultados são bastante díspares: variando desde evidências de que o programa não foi determinante para a reeleição de Lula [Carraro *et alli* (2009), por exemplo] até conclusões de que o programa teve papel decisivo na vitória do candidato do PT [Marques *et alli* (2009), por exemplo].

A respeito do papel do desempenho da economia brasileira na mudança do padrão eleitoral de Lula em 2006, muitos autores defendem a prevalência de fatores econômicos. Para estes autores os ganhos de bem-estar ligados à melhora das condições do mercado de trabalho para a parcela mais pobre da população<sup>2</sup> e ao impacto do câmbio desvalorizado e da inflação controlada na cesta de consumo dos estratos de renda mais baixos – e não os ganhos auferidos como os programas de transferência de renda – teriam sido os fatores decisivos nas eleições presidenciais de 2006 [Carraro *et alli* (2009)]. Entretanto, com exceção de Zucco (2009), nenhum estudo tenta inferir diretamente o efeito das variáveis econômicas na reeleição de Lula. Por exemplo, Carraro *et alli* (2009) inferem a importância dos fatores econômicos de maneira indireta: como o efeito do programa Bolsa Família mostra-se pequeno, o resultado das eleições é creditado ao desempenho da economia.<sup>3</sup> Sendo assim, outra contribuição deste artigo é a inclusão de uma medida de desempenho econômico na análise quantitativa do desempenho eleitoral de Lula em 2006, o que possibilita a comparação direta da importância dos fatores puramente econômicos e do programa Bolsa Família.

Em termos metodológicos, com exceção de Abensur, Cribari-Neto & Menezes (2007), a literatura prévia sobre o tema costuma lançar mão de modelos lineares [Nicolau & Peixoto (2007), Zucco (2008), Soares & Terron (2008), Carraro *et alli* (2009) e Marques *et alli* (2009)]. Estes modelos não são adequados para descrever variáveis que assumem a forma de proporções. Nesse caso, são necessários modelos que se ajustem ao fato de que a variável dependente – proporção de votos em Lula – somente pode assumir valores no intervalo [0, 1]. Nesse sentido, este trabalho busca suprir esta lacuna ao considerar adequadamente esta questão.

No entanto, existe outro problema metodológico ainda não adequadamente tratado nesta literatura. Por conta do mecanismo de voto secreto, é necessário o uso de dados agregados para investigar o impacto do programa Bolsa Família na votação de Lula em 2006. Tal procedimento é suscetível ao que se convencionou chamar de falácia ecológica [ver King (1997) para referências]: não é possível inferir

1. Para um resumo deste debate na imprensa ver Marques *et alli* (2009).

2. Ver Kakwani, Neri & Son (2006) para evidências a este respeito.

3. Na verdade, em os próprios autores reconhecem a necessidade de análise quantitativa adicional para identificar e medir adequadamente a importância relativa de cada fator.

comportamentos individuais com base em dados agregados.<sup>4</sup> Trata-se de problema similar ao que é referido na literatura como viés de agregação [Stoker (1993)], uma alusão ao viés causado pela agregação de escolhas individuais não lineares em um ambiente em que os indivíduos são heterogêneos. O viés tende a crescer com o nível de agregação utilizado, o que lança mais dúvidas sobre resultados de trabalhos que usam informações agregadas ao nível estadual [Abensur, Cribari-Neto & Menezes (2007)]. Sendo assim, outra contribuição deste artigo – inédita na literatura que estuda os determinantes da reeleição de Lula – é o tratamento adequado desta questão. Para tanto será utilizado o método de agregação proposto em Kelejian (1995). Este método, se não permite inferir os parâmetros individuais de escolha, garante que o modelo agregado é consistente com o modelo individual, evitando o problema de viés de agregação.

Além desta introdução, este artigo conta com mais cinco seções. A seção 2 descreve o modelo de escolha dos eleitores, enquanto a seção 3 mostra como construir um modelo agregado compatível com as decisões individuais. Por sua vez, a seção 4 descreve os dados utilizados e a especificação exata do referido modelo. A seção 5 traz os resultados da estimação do modelo agregado, bem como uma discussão dos mesmos. Seguem breves considerações finais.

## 2 AS ESCOLHAS INDIVIDUAIS

Defina-se a utilidade indireta do  $i$ -ésimo eleitor, que reside no município  $s \leq S$ , caso tenha votado em Lula nas eleições presidenciais de 2006:

$$u_{is} = \delta + Z'_s \beta + X'_{is} \gamma + \varepsilon_{is}, \quad (1)$$

em que  $S$  é o total de municípios,  $Z_s$  é vetor com variáveis que assumem o mesmo valor para todos os eleitores de um mesmo município,  $X_{is}$  é vetor com variáveis específicas dos eleitores,  $\delta$  é parâmetro,  $\beta$  e  $\gamma$  são vetores de parâmetros e  $\varepsilon_{is}$  é o termo de erro aleatório. Por sua vez, a utilidade indireta do eleitor, caso não vote em Lula, é normalizada para zero.

Caso tivéssemos acesso aos votos de cada eleitor, somente seria possível observar a decisão do eleitor (e não a sua utilidade indireta). Sendo assim, é conveniente definir  $D_{is}$  tal que:

$$D_{is} = 1 \quad \text{se o eleitor escolheu Lula, ou seja, se } u_{is} = \delta + Z'_s \beta + X'_{is} \gamma + \varepsilon_{is} \geq 0, \quad (2a)$$

$$D_{is} = 0 \quad \text{caso contrário, ou seja, se } u_{is} = \delta + Z'_s \beta + X'_{is} \gamma + \varepsilon_{is} < 0. \quad (2b)$$

Deste modo, se  $\varepsilon_{is}$  é idêntica e independentemente distribuído com densidade simétrica e distribuição acumulada  $F(Z_s, X_{is})$ , a probabilidade de um indivíduo votar em Lula em determinada eleição, ou seja,  $E(D_{is} | Z_s, X_{is})$ , é dada por:

$$\mu_{is} \equiv E(D_{is} | Z_s, X_{is}) = \Pr(D_{is} = 1 | Z_s, X_{is}) = \Pr(\delta + Z'_s \beta + X'_{is} \gamma + \varepsilon_{is} \geq 0), \quad (3a)$$

$$= 1 - F(-\delta - Z'_s \beta - X'_{is} \gamma) = F(\delta + Z'_s \beta + X'_{is} \gamma). \quad (3b)$$

Percebe-se que a utilização de modelos lineares se mostra inadequada, pois nesse caso não há como garantir que  $0 \leq \delta + Z'_s \beta + X'_{is} \gamma \leq 1$ , como convém para uma probabilidade. Sob a hipótese de que  $\mu_{is} = F(Z_s, X_{is}) = \frac{e^{\delta + Z'_s \beta + X'_{is} \gamma}}{1 + e^{\delta + Z'_s \beta + X'_{is} \gamma}}$  chega-se aos modelos da família *logit*. Deste modo, a escolha dos eleitores que vivem em um determinado município pode ser modelada como [Train (2003)]:

4. Dado o caráter secreto dos votos, este é um problema recorrente na literatura que analisa os resultados de eleições [ver, por exemplo, Brown & Payne (1986), Freedman *et alli* (1991) e Heckelman (1997, 2000)].

$$\ln\left(\frac{\mu_{is}}{1-\mu_{is}}\right) = \delta + Z'_s\beta + X'_{is}\gamma. \quad (4)$$

Os coeficientes de (4) não são diretamente interpretáveis, mas é possível calcular os efeitos marginais de cada variável [Train (2003)]:

$$\frac{\partial \mu_{is}}{\partial W_{is}} = \mu_{is}(1-\mu_{is})\vartheta = \frac{e^{\delta+W'_{is}\vartheta}}{(1+e^{\delta+W'_{is}\vartheta})^2} \vartheta, \quad (5)$$

em que  $\vartheta = \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}$  é vetor de parâmetros e  $W_{is} = \begin{bmatrix} Z_s \\ X_{is} \end{bmatrix}$  é vetor que variáveis explicativas.

### 3 DAS ESCOLHAS INDIVIDUAIS PARA O RESULTADO AGREGADO

A estimação dos coeficientes da equação (4) requer informações a respeito de cada eleitor. Infelizmente, uma vez que o voto é secreto, as informações individuais não estão disponíveis. Na estimação de modelos lineares este problema pode ser contornado pela agregação dos atributos e escolhas individuais em diferentes regiões geográficas (municípios, no caso em análise) [Stoker (1993)]. Os parâmetros do modelo de decisão individual são então estimados pela regressão das médias da variável dependente nas regiões nas mesmas médias dos regressores e em variáveis *dummy* para as coortes.

Sendo assim, uma questão se impõe: seria possível uma abordagem análoga no caso de modelos da família *logit*, intrinsecamente não lineares? Para responder a esta questão definam-se:

$$\bar{D}_s = \frac{\sum_{i=1}^{N_s} D_{is}}{N_s}, \quad (6a)$$

$$\bar{X}_s = \frac{\sum_{i=1}^{N_s} X_{is}}{N_s}, \quad (6b)$$

em que  $N_s$  é o número de eleitores da região  $s$  na eleição presidencial de 2006. Perceba que as variáveis de caráter individual passam a ser expressas em termos de proporções ou médias relativas à região. Por exemplo, a variável *dummy* que indica a escolha individual de votar ou não votar em Lula é transformada na proporção de votos deste candidato na região ( $\bar{D}_s$ ). Se a variável for, por exemplo, renda, passa a ser expressa como renda média dos eleitores da região. Tem-se que de forma geral:

$$\eta(\mu_s) = \kappa(Z_s, \bar{X}_s), \quad (7)$$

em que  $\eta(\cdot)$  e  $\kappa(\cdot)$  são funções.

A especificação (7) levanta três questões. A primeira diz respeito à função  $\eta(\cdot)$ : é preciso preservar no modelo agregado a estrutura não linear do modelo de decisão individual descrito em (4) [Stoker (1993)].<sup>5</sup> De outra forma a variável dependente poderá assumir qualquer valor em  $\Re$  quando na verdade é definida no intervalo  $[0, 1]$ . Além disso, modelos lineares resultam em efeitos marginais que independem dos valores das variáveis explicativas. É razoável imaginar que tais efeitos sejam diferentes

5. A função  $\eta(\cdot)$  é usualmente denominada função de ligação [Kieschnick & McCulloch (2003)].

para valores distintos destas variáveis.<sup>6</sup> Deste modo, não é adequado o uso de modelos lineares tal como em Nicolau & Peixoto (2007), Soares & Terron (2008), Zucco (2008), Carraro *et alli* (2009) e Marques *et alli* (2009).<sup>7</sup> Nesse caso, a escolha mais óbvia é acompanhar o modelo de decisão individual e usar a função logística, ou seja,  $\ln\left(\frac{\mu_s}{1-\mu_s}\right)$ . Aliás, esta escolha é amparada pela constatação de que modelos com função de ligação logística obtêm desempenho bastante superior aos modelos com funções de ligação linear [ver Kieschnick & McCulloch (2003) para evidências e referências].

A segunda questão se refere à função  $\kappa(\cdot)$ . Usualmente ela é definida como sendo linear, ou seja,  $\kappa(Z_s, \bar{X}_s) = \delta + Z_s' \beta + \bar{X}_s' \gamma$ . No entanto, tal especificação de  $\kappa(\cdot)$  não é adequada sob heterogeneidade dos indivíduos dentro das regiões [Kelejian (1995)]. Na verdade, esta especificação parte do pressuposto equivocado de que  $E[\kappa(Z_s, \bar{X}_s)] = \kappa[Z_s, E(X_{is})]$  dentro de cada região [Heckelman & Sullivan (2002)]. Esta igualdade somente vale no caso em que os atributos individuais não variam entre os eleitores da mesma região. Nesse caso, a princípio, a inclusão dos atributos individuais no modelo implica ter que fazer hipóteses mais específicas sobre a distribuição dos mesmos entre os indivíduos. Obviamente, isto tende a complicar a especificação do modelo agregado, pois, a princípio, se torna necessário incluir a estrutura da distribuição dos atributos individuais como parte do modelo [Stoker (1993)]. Este tema será retomado com mais detalhes na seção 3.1.

Por sua vez, a terceira questão diz respeito à heterocedasticidade dos erros e à distribuição condicional de  $\bar{D}_s$ , tema que será tratado em maior profundidade na seção 3.2.

### 3.1 Correta Agregação das Decisões Individuais

A este respeito, Kelejian (1995) propõe um método que prescinde de qualquer hipótese sobre a distribuição exata dos atributos individuais e, ao mesmo tempo, leva em consideração a heterogeneidade dos mesmos. Este método é baseado no resultado de que, sob condições bastante gerais, o equivalente agregado do modelo de decisão individual descrito em (4) é:<sup>8</sup>

$$\ln\left(\frac{\bar{D}_s}{1-\bar{D}_s}\right) = \delta + Z_s' \beta + \bar{X}_s' \gamma + g(Z_s' \beta + \bar{X}_s' \gamma) + v_s, \quad (8)$$

em que  $g(\cdot)$  é uma função que pode ser interpretada como o viés de agregação causado pela heterogeneidade dos atributos individuais [Kelejian (1995)]. Em outras palavras, tem-se que  $\kappa(Z_s', \bar{X}_s) = \delta + Z_s' \beta + \bar{X}_s' \gamma + g(Z_s' \beta + \bar{X}_s' \gamma)$ . Tal como sugerido em Stoker (1993), o viés e a forma funcional exata de  $g(\cdot)$  dependem da distribuição de  $X_{is}$  entre os eleitores. No entanto, Kelejian (1995) sugere que  $g(\cdot)$  é não linear e pode ser aproximada por um polinômio de ordem  $K$ :

$$g(Z_s' \beta + \bar{X}_s' \gamma) \approx \sum_{k=0}^K (Z_s' \beta + \bar{X}_s' \gamma)^k b_k. \quad (9)$$

em que  $b_k$  é o parâmetro associado a  $k$ -ésima potência do polinômio.

Defina-se o vetor  $\bar{W}_s = \begin{bmatrix} Z_s \\ \bar{X}_s \end{bmatrix}$ . Substituindo-se (9) em (8) e ignorando-se os erros de aproximação,

6. Para os valores médios das variáveis explicativas é bastante provável que os efeitos marginais sejam semelhantes para modelos não lineares e lineares, uma vez que estes últimos podem ser considerados aproximações de primeira ordem dos demais. No entanto, quanto mais distante das médias, pior será esta aproximação.

7. Uma exceção é Abensur, Cribari-Neto & Menezes (2007), que usam a função de ligação logística.

8. O resultado de Kelejian (1995) não depende, por exemplo, da independência da distribuição dos atributos individuais dentro de cada município.

chega-se a [Kelejian (1995)]:

$$\underbrace{\ln\left(\frac{\bar{D}_s}{1-\bar{D}_s}\right)}_{d_s} = \delta + \bar{W}_s' \vartheta + \sum_{k=0}^K (\bar{W}_s' \vartheta)^k b_k + v_{st} = \underbrace{b_0 + \delta}_{a} + \underbrace{\bar{W}_s' \vartheta (1+b_1)}_{\lambda} + \sum_{k=2}^K (\bar{W}_s' \lambda)^k \underbrace{\frac{b_k}{(1+b_1)^k}}_{\phi_k} + v_s. \quad (10)$$

Deste modo, dada as hipóteses feitas, a equação (10) representa a agregação apropriada do modelo exposto em (4). Além disso, a equação (10) pode ser usada para se testar a presença de viés de agregação: Kelejian (1995) sugere que nesse caso a hipótese nula seja definida como  $\phi_2 = \dots = \phi_K = 0$ . Perceba-se que este teste não é capaz de detectar viés de agregação quando este assume a forma puramente linear.

Revertendo a transformação logística, também é possível calcular [Kelejian (1995)]:

$$\Pr(D_{is} = 1 | \bar{W}_s) \approx \frac{e^{a + \bar{W}_s' \lambda + \sum_{k=2}^K (\bar{W}_s' \lambda)^k \phi_k}}{1 + e^{a + \bar{W}_s' \lambda + \sum_{k=2}^K (\bar{W}_s' \lambda)^k \phi_k}} \equiv \Lambda(\bar{W}_s, K). \quad (11)$$

Basicamente (11) representa uma média ponderada da probabilidade individual, na qual os pesos são determinados pelas informações regionais agregadas. Note-se que não se trata da previsão de  $\mu_{ist}$ , que é a probabilidade condicionada ao vetor  $W_{ist}$ . Como para cada eleitor a probabilidade de votar em Lula é função das características individuais, a melhor estimativa para uma pessoa escolhida aleatoriamente em determinada região é a média ponderada de todas as possíveis probabilidades heterogêneas naquela mesma região [Heckelman (1997)].

Definindo-se  $\phi_1 = 1$ , não é difícil mostrar que o efeito marginal das variáveis explicativas é:

$$\frac{\partial \bar{D}_s}{\partial \bar{W}_s'} = [\Lambda(\bar{W}_s, K)][1 - \Lambda(\bar{W}_s, K)] \left[ \sum_{k=1}^K (\bar{W}_s' \lambda)^{k-1} k \phi_k \right] \lambda. \quad (12)$$

### 3.2 Heterocedasticidade dos Erros e Distribuição Condicional de $\bar{D}_{st}$

Tomando-se o modelo definido por (10), tem-se que  $\sigma_s \equiv \text{Var}(v_s) = \frac{1}{N_s \mu_s (1 - \mu_s)}$  [Maddala (1983), p. 29-30]. Ademais tais variâncias podem ser estimadas pela substituição de  $\mu_s$  por sua contrapartida amostral. Sendo assim, o modelo (10) pode ser estimado por Mínimos Quadrados Não Lineares Generalizados (MQNLG), em que cada observação é ponderada por  $w_s = N_s \bar{D}_s (1 - \bar{D}_s)$ .<sup>9</sup>

Note-se que a variância de  $\bar{D}_s$  deve ser heterocedástica e se aproximar de zero nos limites inferior e superior do intervalo  $[0, 1]$  [Kieschnick & McCulloch (2003)]. Não é difícil mostrar que esta propriedade é satisfeita pelo modelo (10).<sup>10</sup>

Além disso, embora usualmente o modelo (10) seja estimado pela minimização da soma dos quadrados dos resíduos, implicitamente faz-se a hipótese de que  $v_s \sim N(0, \sigma_s)$

9. Na verdade, os pesos devem ser redefinidos para que sua soma seja igual ao número de observações.

10. Basta notar que  $v_s \equiv \frac{\bar{D}_s - \mu_s}{(1 - \mu_s)}$  [Maddala (1983), p. 30]. Então  $\sigma_s = \left[ \frac{1}{\mu_s (1 - \mu_s)} \right]^2 \text{Var}(\bar{D}_s)$ , o que estabelece o resultado de que  $\text{Var}(\bar{D}_s) = \frac{\mu_s (1 - \mu_s)}{N_s}$ . Note que  $\text{Var}(\bar{D}_s)$  se aproxima de zero quando  $\mu_s$  se aproxima de zero ou um e atinge o máximo quando  $\mu_s = \frac{1}{2}$ .

[Kieschnick & McCulloch (2003)]. Em outras palavras, supõe-se que  $d_s$  tem distribuição normal.<sup>11</sup> No entanto, esta não é a única possibilidade. Em Kieschnick & McCulloch (2003) são abordadas outras opções, como as distribuições beta e simplex.<sup>12</sup>

## 4 DADOS E ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

### 4.1 Dados

A Tabela 1 traz uma lista e uma breve descrição das variáveis utilizadas. As fontes destes dados são basicamente o Zucco (2008) e Tribunal Superior Eleitoral (TSE), para as variáveis eleitorais, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para as variáveis geográficas, demográficas e sócio-econômicas e Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) para informações sobre a cobertura do programa Bolsa Família.

**Tabela 1: Variáveis Utilizadas<sup>a</sup>**

Variável	Definição	Fonte
LULA2006	% de votos de Lula sobre votos válidos no 2º turno da eleição de 2006	TSE <sup>b</sup>
BOLSA	% das famílias atendidas pelo programa Bolsa Família em julho de 2006	MDS <sup>b</sup>
CRESC	Taxa de crescimento anual média do PIB per capita entre 2002 e 2006 (%)	IBGE
URB	% da população vivendo em áreas urbanas em 2000	IBGE
DENS	Densidade populacional em 2000 (habitantes por Km <sup>2</sup> )	IBGE
DIST	Distância da capital do estado (Km)	IBGE
LULA2002	% de votos de Lula sobre votos válidos no 2º turno da eleição de 2002	TSE <sup>b</sup>
GOVPT	Variável binária: 1 se governador do PT em 2006, zero caso contrário	Zucco (2008)
PREFPT	Variável binária: 1 se prefeito do PT em 2006, zero caso contrário	Zucco (2008)
PT2004	% de votos dos candidatos do PT a nas eleições municipais de 2004	Zucco (2008)
RENDA	Renda <i>per capita</i> em 2000 (R\$ de 2000)	IBGE
GINI	Índice de desigualdade de Gini em 2000	IBGE
ANALF	% de analfabetos entre pessoas acima de 15 anos em 2000	IBGE
MORT	% de crianças mortas até 5 anos de idade em 2000	IBGE
PENT	% da população de orientação religiosa pentecostal	IBGE
NBRANCO	% da população que não declarou ser branca em 2000	IBGE <sup>b</sup>
TXLOCAL	Impostos locais como proporção da receita operacional em 2006 (%)	IBGE
PUBLICO	Administração Pública como proporção do PIB em 2006 (%)	IBGE

<sup>a</sup> Ressalte-se que as variáveis são avaliadas em nível municipal. Por exemplo, a variável LULA2006 se refere à votação de Lula em cada um dos municípios brasileiros.

<sup>b</sup> Refere-se à fonte primária das informações. Dados retirados de Zucco (2008).

11. Esta hipótese implica assumir que  $\bar{D}_s$  tem distribuição aditiva logística normal.

12. Particularmente no que diz respeito ao estudo do impacto do programa Bolsa Família nas eleições presidenciais de 2006, Abensur, Cribari-Neto & Menezes (2007) usam a distribuição beta.

Por sua vez, a Tabela 2 traz algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Fica bastante evidente a disparidade das características sócio-econômicas e demográficas entre os municípios da amostra. A título de exemplo, a menor renda *per capita* da amostra é de R\$ 28,38 e a maior de R\$ 954,65, mais do que trinta vezes superior. Os municípios mais desenvolvidos chegam a ter taxas de analfabetismos inferiores a 1%, enquanto os menos desenvolvidos podem ter mais do que 60% de sua população acima de 15 anos analfabeta.

**Tabela 2: Algumas Estatísticas Descritivas**

Variável	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
LULA2006	0,613	0,164	0,196	0,963
BOLSA	0,289	0,166	0,013	1,000
CRESC	0,014	0,086	-0,452	0,763
URB	0,605	0,238	0,000	1,000
DENS	123,14	625,97	0,100	12.881
DIST	250,94	165,76	0,000	1.474
LULA2002	0,548	0,123	0,125	0,906
GOVPT	0,065	0,247	0,000	1,000
PREFPT	0,090	0,286	0,000	1,000
PT2004	0,366	0,207	0,001	1,000
REND	180,28	100,28	28,38	954,65
GINI	0,562	0,059	0,370	0,820
ANALF	0,207	0,124	0,009	0,607
MORT	0,042	0,029	0,006	0,135
PENT	0,084	0,055	0,001	0,461
NBRANCO	0,450	0,251	0,003	0,987
TXLOCAL	0,053	0,053	0,001	0,510
PUBLICO	0,260	0,140	0,010	0,785

Estatísticas calculadas para uma amostra de 3.397 municípios. Foram eliminados aqueles em que não estava disponível informação para alguma variável.

## 4.2 Especificação do Modelo

Basicamente, foram estimadas diferentes versões do modelo definido em (10). Além das variáveis explicativas listadas na Tabela 1, foram incluídas *dummies* estaduais para capturar o efeito de atributos não observáveis e de variáveis omitidas dentro das unidades federativas.<sup>13</sup>

As variáveis de maior interesse são BOLSA e CRESC, que capturam o alcance do programa Bolsa Família e o desempenho econômico no primeiro mandato de Lula. As demais variáveis explicativas podem ser agrupadas em quatro categorias: (i) geográficas – URB, DENS, DIST; (ii) políticas e eleitorais – LULA2002, GOVPT, PREFPT e PT2004; (iii) características sócio-econômicas dos eleitores – REND, GINI, ANALF, MORT, PENT, NBRANCO; (iv) setor público – TXLOCAL, PUBLICO.

13. Na verdade, para evitar multicolinearidade perfeita com outras variáveis, foram omitidas as *dummies* correspondentes ao Distrito Federal, Roraima e Acre.



## 5 RESULTADOS

A Tabela 3 resume os resultados encontrados a partir da estimação de diferentes versões do modelo descrito na seção 4.2. Em todas as especificações não lineares foi utilizado o método de Mínimos Quadrados Não-Lineares Generalizados (MQNLG). Os resultados apresentados na Tabela 3 podem ser mais bem interpretados se expressos em termos de efeitos marginais. A Tabela 4 traz os efeitos marginais calculados para os valores médios das variáveis explicativas. Saliente-se que estas médias foram calculadas com a mesma ponderação usada na estimação dos modelos por MQNLG (ver seção 3.2 para detalhes). A título de comparação com resultados de outros artigos, a Tabela 4 também apresenta as elasticidades, calculadas para os mesmos valores.

### 5.1 Viés de Agregação

Pela inspeção da Tabela 3 percebe-se que o viés de agregação é detectado em todos os modelos (com exceção do Modelo 1, obviamente): a hipótese nula de que  $\phi_2 = 0$  (Modelo 2) ou  $\phi_2 = \phi_3 = 0$  (Modelo 3) é fortemente rejeitada. Note-se que as evidências de Heckelman & Sullivan (2002) mostram que: (i) a presença de viés de agregação aumenta com a população das regiões; (ii) a capacidade do teste proposto por Kelejian (1995) em detectar este viés também aumenta com o tamanho da população. Nesse sentido, a constatação de que o viés de agregação é importante mesmo com dados municipais lança muitas dúvidas sobre evidências baseadas em dados agregados estaduais [ver, por exemplo, Abensur, Cribari-Neto & Menezes (2007)], sujeitos a um viés ainda maior. Outro resultado de Heckelman & Sullivan (2002) é que o poder deste teste aumenta sensivelmente com a ordem do polinômio ( $K$ ) utilizado na aproximação da função  $g(\cdot)$  e pode ser bastante baixo para valores pequenos de  $K$ . O fato de que a detecção foi conseguida mesmo para  $K = 2$  reforça as evidências de que o viés de agregação não pode ser desprezado.

A Tabela 4 também ilustra a importância de se agregar adequadamente as decisões individuais. Os efeitos marginais de algumas variáveis sofreram mudanças substanciais. Tome-se a variável TXLOCAL como exemplo. No Modelo 1, sem correção para viés de agregação, o aumento de um ponto percentual nesta variável resulta em 0,243 ponto percentual de incremento na votação de Lula. No Modelo 3, este efeito é de 0,174 ponto percentual. O exemplo da variável MORT é ainda mais ilustrativo, pois seu coeficiente muda de sinal quando é considerado o viés de agregação.

Também foram estimadas versões do modelo para  $K > 3$ . No entanto, optou-se por apresentar somente os resultados para  $K \leq 3$ , pois as estimativas são bastante similares. Além disso, para  $K > 3$ , o  $R^2$  ajustado e o critério de informação de Akaike indicam que os ganhos em termos de ajuste não compensam as perdas de graus de liberdade.<sup>14</sup> Sendo assim, o Modelo 3 foi selecionado como preferido.

### 5.2 Heterocedasticidade

Da seção 3.2 tem-se que  $\sigma_s \equiv \text{Var}(v_s) = \frac{1}{N_s \mu_s (1 - \mu_s)}$ . Como  $\mu_s$  é função das variáveis explicativas do modelo é possível escrever  $\sigma_s = \frac{1}{N_s h(\bar{W}_s) [1 - h(\bar{W}_s)]} \equiv \theta(\bar{W}_s, N_s)$ , em que  $\theta(\cdot)$  é claramente não linear. No entanto, é possível testar a hipótese nula de heterocedasticidade contra a hipótese alternativa de que  $\sigma_{st} = \theta(\bar{W}_s, N_s)$  com o auxílio da seguinte regressão linear [Davidson & MacKinnon (1993), p. 396-397]:

$$\hat{v}_s^2 = \iota + \iota_w \bar{W}_s + \iota_N N_s + \xi_s, \quad (13)$$

em que  $\iota$  e  $\iota_N$  são parâmetros,  $\iota_w$  é vetor de parâmetros e  $\xi$  é termo de erro aleatório. O teste consiste basicamente em verificar a significância conjunta de  $\iota_w$  e  $\iota_N$ . Os resultados mostram que eles são conjuntamente significativos, o que indica rejeição da hipótese nula de heterocedasticidade em favor da especificação heterocedástica adotada.

14. Ademais, a partir de  $K = 4$  as estimativas tornam-se quase todas não-significativas (resultados disponíveis sob requisição).

**Tabela 3: Resultados das Regressões**Variável Dependente:  $\ln[LULA2006/(1-LULA2006)]$ 

	Modelo 1 ( $K = 1$ )	Modelo 2 ( $K = 2$ )	Modelo 3 ( $K = 3$ )
BOLSA	0,775* (0,096)	1,441* (0,199)	2,708* (0,619)
CRESC	0,314* (0,076)	0,527* (0,130)	1,035* (0,322)
URB	0,190* (0,040)	0,286* (0,069)	0,515* (0,164)
DENS	0,000* (0,000)	0,000* (0,000)	0,000* (0,000)
DIST	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,001* (0,000)
LULA2002	2,517* (0,058)	4,381* (0,265)	8,295* (1,676)
GOVPT	0,828* (0,112)	1,354* (0,192)	2,546* (0,613)
PREFPT	-0,092* (0,014)	-0,173* (0,026)	-0,326* (0,077)
PT2004	0,026 (0,028)	0,045 (0,048)	0,081 (0,091)
REND	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,002* (0,000)
GINI	-0,707* (0,117)	-1,396* (0,215)	-2,697* (0,662)
ANALF	1,486* (0,161)	2,664* (0,323)	4,866* (1,097)
MORT	0,086 (0,627)	-0,687 (1,174)	-1,240 (2,223)
PENT	0,001 (0,001)	0,003*** (0,002)	0,006 (0,004)
NBRANCO	1,153* (0,061)	2,117* (0,168)	4,173* (0,922)
TXLOCAL	0,372* (0,101)	0,515* (0,167)	0,860** (0,342)
PUBLICO	0,468* (0,083)	0,896* (0,164)	1,721* (0,474)
$\phi_2$	- -	-0,033* (0,001)	-0,047* (0,004)
$\phi_3$	- -	- -	0,001* (0,000)
Teste para Viés de Agregação	-	51,78*	28,62*
Número de Observações	3.397	3.397	3.397
$R^2$	0,8648	0,8668	0,8670
$R^2$ Ajustado	0,8631	0,8651	0,8653
Critério de Seleção de Akaike	-1,7929	-1,8065	-1,8072

Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Omitiu-se o valor da constante e dos efeitos estaduais por economia de espaço. Entre parênteses os desvios-padrão das estimativas, robustas à heterocedasticidade da forma como definida na seção 3.2. O teste para viés de agregação reporta a estatística  $F$  relativa à significância conjunta de  $\phi_2, \dots, \phi_K$  (mais detalhes ver seção 3.1).

**Tabela 4: Efeitos Marginais e Elasticidades**

	Modelo 1 ( $K = 1$ )		Modelo 2 ( $K = 2$ )		Modelo 3 ( $K = 3$ )	
	Efeito Marginal	Elasticidade	Efeito Marginal	Elasticidade	Efeito Marginal	Elasticidade
BOLSA	0,506*	0,141*	0,571*	0,157*	0,548*	0,150*
CRESC	0,205*	$15 \times 10^{-5}$ *	0,209*	$15 \times 10^{-5}$ *	0,209*	$15 \times 10^{-5}$ *
URB	0,124*	0,185*	0,113*	0,166*	0,104*	0,152*
DENS	0,000*	0,035*	0,000*	0,035*	0,000*	0,035*
DIST	-0,000*	-0,037*	-0,000*	-0,040*	-0,000*	-0,038*
LULA2002	1,644*	1,735*	1,737*	1,806*	1,677*	1,738*
GOVPT	0,181*	-	0,164*	-	0,156*	-
PREFPT	-0,023*	-	-0,025*	-	-0,024*	-
PT2004	0,017	0,000	0,018	0,000	0,016	0,000
REND	-0,000*	-0,266*	-0,000*	-0,216*	-0,000*	-0,204*
GINI	-0,462*	-0,462*	-0,553*	-0,546*	-0,545*	-0,536*
ANALF	0,971*	0,185*	1,056*	0,199*	0,984*	0,184*
MORT	0,056	0,003	-0,273	-0,014	-0,251	-0,013
PENT	0,001	0,000	0,001***	0,000***	0,001	0,000
NBRANCO	0,753*	0,513*	0,839*	0,563*	0,844*	0,564*
TXLOCAL	0,243*	0,074*	0,204*	0,061*	0,174**	0,052**
PUBLICO	0,306*	0,081*	0,355*	0,093*	0,348*	0,091*

Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente Efeitos marginais e elasticidades calculadas nas médias amostrais ponderadas das variáveis explicativas. O peso de cada observação é o mesmo usado na estimação dos modelos por MQNLS (mais detalhes ver seção 3.2). Para as variáveis binárias GOVPT e PREFPT o valor calculado se refere ao efeito incremental de uma mudança discreta (de zero para um).

### 5.3 Interpretação dos Resultados: Primeiras Impressões

Primeiramente, da Tabela 4 percebe-se que, tomada individualmente, a variável LULA2002 é a que possui o maior impacto na votação de Lula nas eleições presidenciais de 2006. Um aumento de um ponto percentual na votação de Lula em 2002 significa incremento de 1,738 ponto percentual nos votos deste candidato em 2006. Nesse sentido, embora haja indicação de que o padrão de votos de Lula tenha mudado entre 2002 e 2006, a votação do mesmo ainda se mostrou bastante influenciada pelo seu desempenho eleitoral passado. Este efeito é pelo menos quatro vezes superior ao encontrado por outros autores [Soares & Terron (2008), Zucco (2008) e Carraro *et alli* (2009)] e parece indicar que em 2006 a relação do eleitor tradicional de Lula com o candidato se mostrou mais forte do que usualmente se suspeitava.

O sinal das variáveis sócio-demográficas relativas às minorias também foi o esperado. Tudo mais constante, a votação de Lula foi superior em municípios com maior participação de negros, pardos e índios na população (NBRANCO), o que seria de se esperar dado o apelo de seu primeiro governo no que tange às desigualdades raciais [Zucco (2008)]. Um aumento de um ponto percentual nesta variável gera incremento de 0,564 ponto percentual na votação de Lula em 2006 (ver Tabela 4). O mesmo com relação aos evangélicos ligados às igrejas pentecostais (PENT), embora este efeito não tenha se mostrado

estatisticamente significativo.<sup>15</sup>

Das variáveis políticas, a presença de governador do PT (GOVPT) e a votação dos candidatos do PT nas eleições municipais de 2004 (PT2004) aparecem com o sinal esperado, embora esta última não seja estatisticamente significativa. No entanto, a presença de prefeito do PT apresentou sinal negativo, contrário do esperado. Trata-se do mesmo resultado encontrado em Zucco (2008). Mas provavelmente o sinal desta variável não indica que os prefeitos do PT atrapalharam o desempenho eleitoral de Lula em seus municípios. A variável pode ser uma medida da força dos eleitores habituais de Lula – movimentos sociais organizados, sindicatos e classe média – que provavelmente elegeram ou ajudaram a eleger os prefeitos do PT 2004. Se este for o caso, o sinal negativo indica que estes eleitores habituais abandonaram Lula em 2006 [Zucco (2008)]. De todo o modo, trata-se de efeito incremental pequeno: em média a presença de prefeito do PT reduziu em 2,4 pontos percentuais a votação de Lula. O efeito do governador mostra-se substancialmente maior: aumento médio de 15,6 pontos percentuais (ver Tabela 4). Entretanto, ressalte-se que, na prática este efeito teve pouca influência no resultado final, na medida em que em 2006 o PT somente governava estados com pequeno peso eleitoral (Acre, Piauí e Mato Grosso do Sul).

Nota-se também que, a despeito da melhora do desempenho eleitoral de Lula nas regiões menos desenvolvidas, tudo mais constante, o candidato do PT ainda obteve maior votação proporcional em regiões mais urbanizadas (URB), mais densamente povoadas (DENS), mais próximas das capitais (DIST) e menos desiguais (GINI).<sup>16</sup> O mesmo pode ser dito a respeito dos municípios menos dependentes de transferências do governo estadual e federal (TXLOCAL).<sup>17</sup> Nesse sentido, os resultados indicariam que, a princípio, Lula foi relativamente menos votado nos chamados ‘*rincões*’. Entretanto, as elasticidades com relação à renda *per capita* (RENDA), taxa de analfabetismo (ANALF) e tamanho do setor público na economia (PUBLICO) indicam que tal conclusão é precipitada. Os resultados da Tabela 4 indicam que um incremento de 1% na renda *per capita* municipal gera uma redução de 0,204% na votação de Lula. O mesmo incremento na taxa de analfabetismo e na participação da administração pública no PIB municipal gera aumentos de 0,184% e 0,091%, respectivamente (ver Tabela 4).

Neste ponto, mostra-se interessante explorar os resultados associados às variáveis explicativas TXLOCAL e PUBLICO. Inicialmente elas foram incluídas como medidas da ausência de alternativas econômicas, característica de regiões menos desenvolvidas. No entanto, diferentemente de Zucco (2008), ambas revelaram ter efeitos opostos na votação de Lula em 2006. Uma possível explicação é que a variável PUBLICO não reflete somente a ausência de alternativas econômicas, mas também certo viés da população com relação à participação do Estado na economia, uma característica de eleitores mais inclinados à esquerda. Além disso, é natural que capitais tenham uma participação relativamente maior do setor público em suas economias.

Por fim, o efeito do programa Bolsa Família (BOLSA) foi bastante superior ao impacto da variável usada para medir desempenho econômico, taxa de crescimento da renda *per capita* (CRESC). De acordo com a Tabela 4, em média, o aumento de um ponto percentual no número de beneficiários do programa eleva em 0,548 ponto percentual a votação de Lula, enquanto a mesma variação na taxa de crescimento incrementa esta votação em apenas 0,209 ponto percentual (ver Tabela 4). Com relação ao impacto do programa Bolsa Família, trata-se de valores comparáveis aos encontrados em Zucco (2008) e Marques *et alli* (2009), menores do que os de Soares & Terron (2008) e bastante inferiores aos de Nicolau & Peixoto (2007) e Abensur, Cribari-Neto & Menezes (2007) (ver Tabela 5). No entanto, cabe cautela na comparação entre os resultados, pois nem sempre a medida do alcance do programa Bolsa Família é a mesma utilizada neste artigo (ver Tabela 5 para detalhes).

Saliente-se que os valores da Tabela 4 retratam os efeitos marginais calculados nas médias amostrais das variáveis explicativas. Obviamente este efeito varia conforme o afastamento das médias. Em particular, nota-se que o efeito marginal do programa Bolsa Família e do desempenho da economia

15. O sinal é o contrário do encontrado em Zucco (2008).

16. O sinal da variável GINI se mostrou contrário ao encontrado em Carraro *et alli* (2009).

17. A taxa de mortalidade infantil (MORT) também deprime a votação de Lula, mas esta variável não se mostrou estatisticamente significativa.

diminui conforme a renda *per capita* municipal aumenta, tal como ilustrado na Figura 1. Uma discussão mais aprofundada destes efeitos será feita na seção 5.4.

**Tabela 5: Literatura Prévia: Efeitos Marginais e Elasticidades do Programa Bolsa Família**

Artigo	Efeito Marginal	Elasticidade
Nicolau & Peixoto (2007) <sup>a</sup>	0,03	-
Abensur, Cribari-Neto & Menezes (2007) <sup>b</sup>	0,000000169	-
Zucco (2008) <sup>c</sup>	0,354-0,648	-
Soares & Terron (2008) <sup>d</sup>	0,81	-
Carraro <i>et alli</i> (2009) <sup>e</sup>	-	0,041
Marques <i>et alli</i> (2009) <sup>f</sup>	0,529	-

<sup>a</sup> Referente à Tabela 12, p. 16. A variável explicativa é o gasto do programa Bolsa Família *per capita* entre 2003 e 2006.

<sup>b</sup> Ver p. 8. Os dados são estaduais (e não municipais). A variável explicativa é o número de famílias beneficiadas pelo programa em 2006.

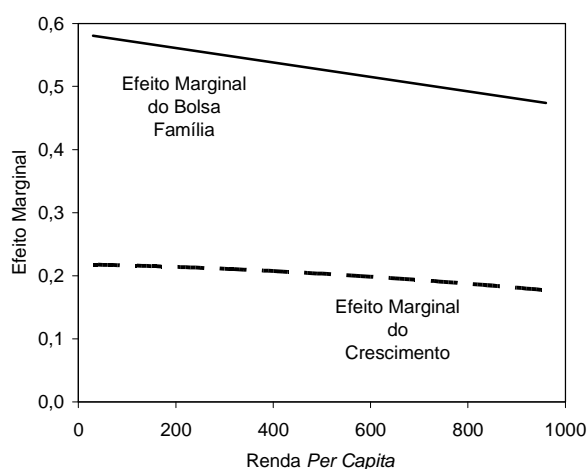
<sup>c</sup> Referente à Tabela 3, p. 38. A variável dependente é a porcentagem de votos em Lula no 1º turno em 2006.

<sup>d</sup> Referente à Tabela 12, modelo de erro espacial, p. 296. A variável explicativa é participação do programa na renda em 2006.

<sup>e</sup> Referente ao Modelo II (Tabela II, p. 992)

<sup>f</sup> Referente ao Gráfico 2, p. 130.

**Figura 1: Efeitos Marginais: Programa Bolsa Família e Crescimento do PIB Per Capita**



#### 5.4 Bolsa Família ou Economia?

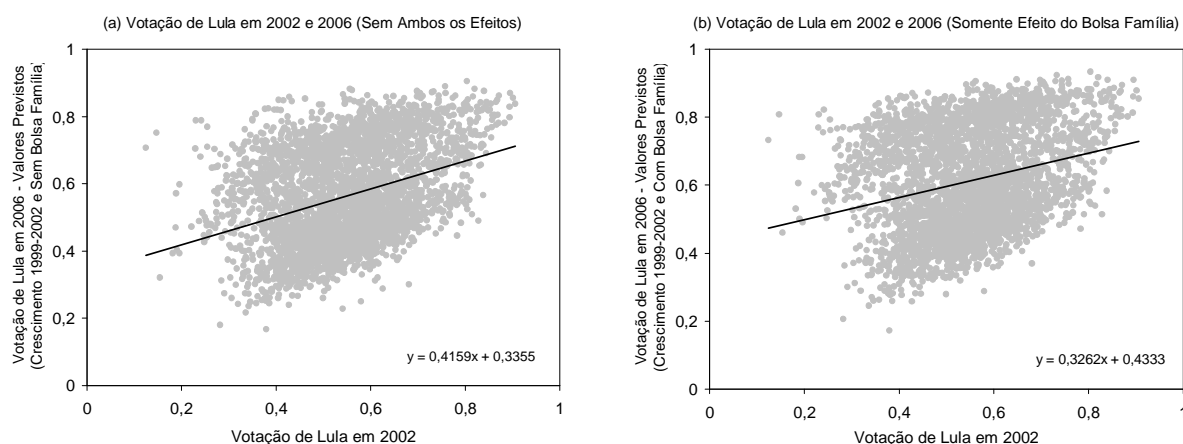
Na prática, a diferença entre o impacto do programa Bolsa Família e do desempenho econômico nas eleições presidenciais é bem maior do que os efeitos marginais fazem supor. A média (sem ponderação) do crescimento do PIB *per capita* entre os municípios da amostra no período 2002-2006 é 1,4% (ver Tabela 2). Nesse caso, o aumento de um ponto percentual implica quase dobrar o crescimento médio no período. Por sua vez, o alcance médio do programa Bolsa Família é de 28,9% (ver Tabela 2). Em outras palavras, melhorar em um ponto percentual o desempenho econômico significa elevar em 70% a taxa de crescimento do PIB, enquanto o mesmo aumento no alcance do programa Bolsa Família implica incrementar em apenas 3,5% o número de famílias beneficiadas. Não por acaso, tomando-se as elasticidades da Tabela 4, um incremento de 1% na variável CRESC eleva em somente 0,00015% os

votos no candidato do PT. O mesmo aumento percentual em BOLSA resulta em elevação de 0,150%.<sup>18</sup>

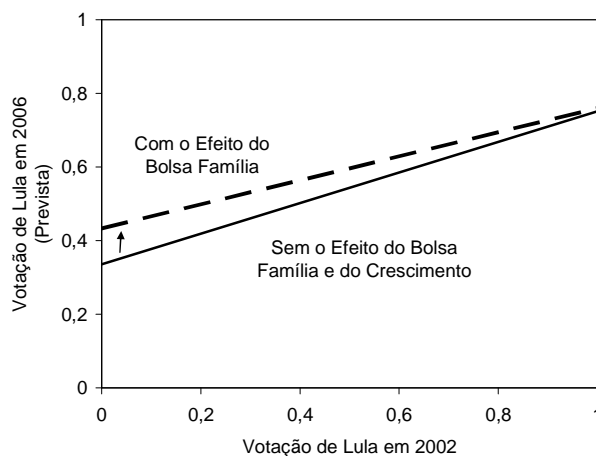
A diferença dos efeitos do programa Bolsa Família e do desempenho econômico pode ser mais bem compreendida com a ajuda de exercícios contrafactuais. Tome-se primeiro o programa de transferência de renda. Na Figura 2, o painel (a) apresenta os valores previstos da votação de Lula caso o programa Bolsa Família não existisse e se a taxa de crescimento em cada município fosse igual à observada no período 1999-2003.<sup>19</sup> Estes valores são contrapostos à votação do candidato do PT nas eleições presidenciais de 2002. O painel (b) reporta as mesmas informações do painel (a), mas considerando a cobertura observada do programa. Além disso, em ambos os painéis são reportados os resultados da regressão da variável que aparece no eixo das ordenadas na votação de Lula em 2002 (embaixo à direita), bem como a reta ajustada correspondente.

O que se percebe é que a distribuição de benefícios do programa Bolsa Família eleva o intercepto (de 0,3355 para 0,4333) e reduz a inclinação (de 0,4159 para 0,3262) da reta ajustada. A Figura 3 ilustra esta estática comparativa. Nota-se que, na média, o programa elevou a votação de Lula em todos os municípios, mas que o aumento foi maior justamente naqueles em que o seu desempenho foi relativamente pior em 2002.

**Figura 2: Votação de Lula em 2006: Efeito do Programa Bolsa Família**



**Figura 3: Efeitos do Programa Bolsa Família na Votação de Lula – Resumo Esquemático**

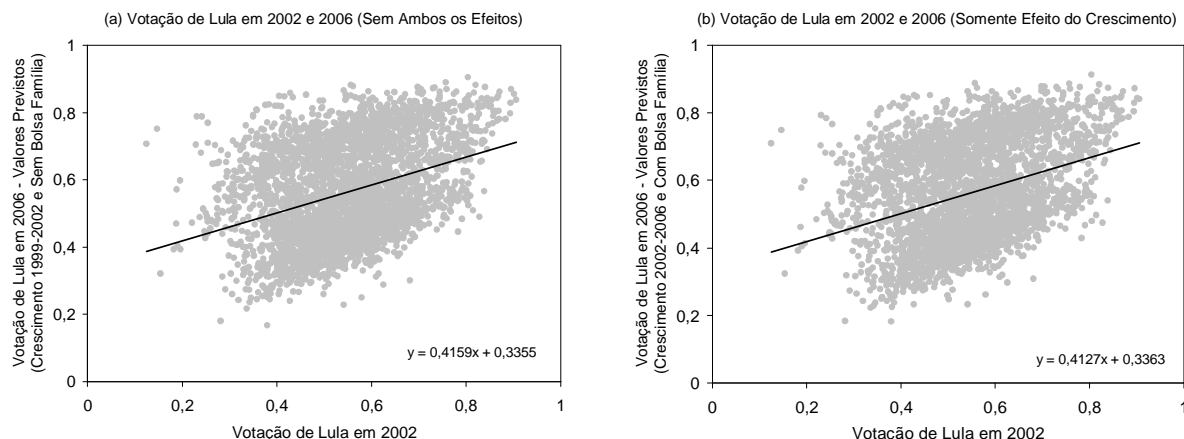


18. Efeito aproximadamente quatro vezes superior ao encontrado em Carraro *et alli* (2009).

19. Pretendia-se usar a taxa de crescimento entre os anos de 1998 e 2002. No entanto, as estatísticas municipais de PIB não estão disponíveis para o ano de 1998. Calculou-se também o contrafactual com crescimento nulo do PIB *per capita*. Os resultados (não reportados) não se alteraram significativamente.

Exercício análogo foi feito para o desempenho da economia, medido pela taxa de crescimento do PIB *per capita* (ver Figura 4). No entanto, o efeito do desempenho da economia foi bastante modesto se comparado ao impacto do programa Bolsa Família, tanto que sequer seria discernível a olho nu em um gráfico como o da Figura 3.

**Figura 4: Votação de Lula em 2006: Efeito do Crescimento do PIB *Per Capita***



A Figura 5 e a Figura 6 ilustram a diferença entre os impactos do programa Bolsa Família e do desempenho econômico. No painel (a) da Figura 5 fica claro que o programa influenciou positivamente o desempenho eleitoral de Lula em 2006, e que este efeito foi mais importante nos municípios em que tradicionalmente o seu desempenho era historicamente pior, tal como ilustrado na Figura 3. A Tabela 6 reforça este argumento. O efeito do programa Bolsa Família nos estados das regiões Norte e Nordeste foi superior ao impacto nos demais estados. Por exemplo, em Alagoas o programa aumentou em 8,17 pontos percentuais a votação de Lula, enquanto no Rio de Janeiro e São Paulo o incremento foi de somente 1,12 e 1,89 ponto percentual, respectivamente.

O painel (b) da Figura 5 explora indiretamente a ligação entre o desempenho de Lula nas eleições presidenciais de 2002 e o nível de desenvolvimento dos municípios. O efeito do programa Bolsa Família na votação de Lula foi superior nos municípios mais pobres, o que era de se esperar dado que: (i) o efeito marginal é maior nestes municípios (ver seção 5.3); (ii) o alcance do programa é naturalmente maior nas regiões mais pobres.

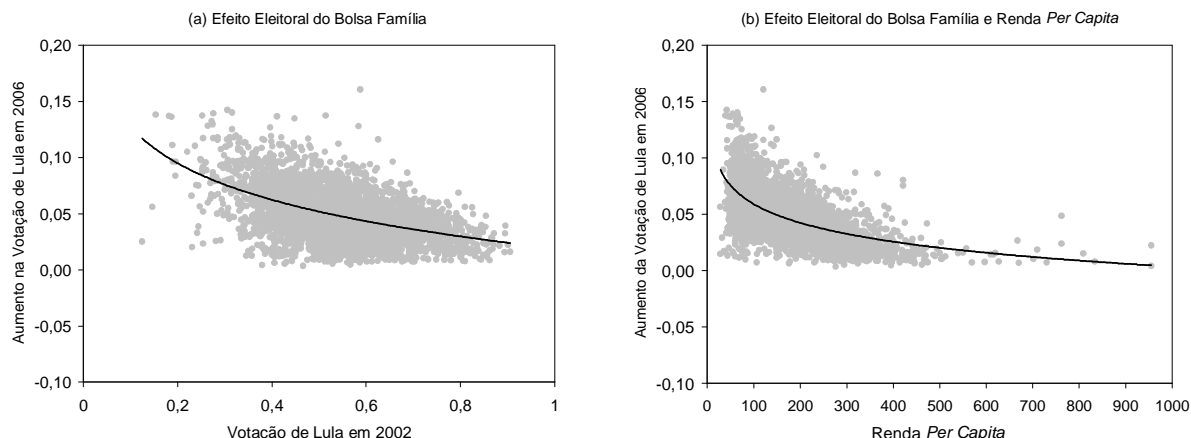
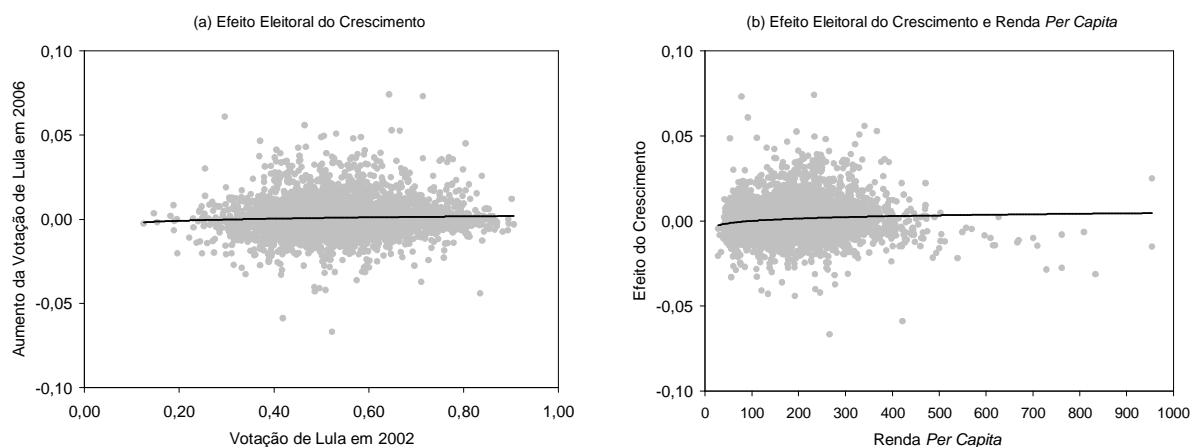
Por sua vez, o painel (a) da Figura 6 indica que o efeito eleitoral do crescimento foi relativamente menos importante do que o impacto do programa Bolsa Família, sendo praticamente nulo na média dos municípios da amostra. A Tabela 6 reforça este argumento: tomando-se o Brasil com um todo, o efeito do programa Bolsa Família na votação de Lula em 2006 foi de três pontos percentuais, o equivalente a pouco mais de 2,9 milhões de votos e aproximadamente nove vezes ( $3,04 \div 0,34$ ) o efeito do crescimento. Trata-se de um efeito modesto, principalmente quando se considera que em 2006 o número de famílias atendidas pelo programa era aproximadamente onze milhões. A título de comparação, Abensur, Cribari-Neto e Menezes (2007) calculam que a redução pela metade da cobertura do programa gera diminuição de cinco pontos percentuais na votação de Lula. Ademais, o painel (b) da Figura 6 mostra que a relação tênue entre o efeito eleitoral do desempenho da economia com a votação de Lula em 2002 se repete quando se considera a renda *per capita* dos municípios.

**Tabela 6: Votação de Lula: Valores Previstos por Estados**

	Observado <sup>a</sup>	Previsto	Previsto <i>Sem Ambos os Efeitos</i> [A]	Previsto <i>Somente Efeito do Bolsa Família</i> [B]	Previsto <i>Somente Efeito do Crescimento</i> [C]	Efeito do Bolsa Família [B]-[A]	Efeito do Crescimento [C]-[A]
RO	56,8%	56,7%	52,1%	56,5%	52,4%	4,38 p.p.	0,27 p.p.
AC	52,0%	51,9%	44,9%	51,4%	45,4%	6,53 p.p.	0,56 p.p.
AM	86,9%	86,6%	84,9%	86,6%	84,9%	1,74 p.p.	-0,02 p.p.
RR	38,2%	38,4%	30,9%	37,7%	31,5%	6,85 p.p.	0,69 p.p.
PA	59,6%	59,7%	55,0%	59,6%	55,1%	4,59 p.p.	0,06 p.p.
AP	69,4%	69,3%	67,2%	69,3%	67,2%	2,12 p.p.	0,03 p.p.
TO	70,2%	70,8%	65,7%	70,5%	66,1%	4,80 p.p.	0,44 p.p.
MA	84,7%	84,0%	79,3%	83,6%	79,8%	4,28 p.p.	0,48 p.p.
PI	77,0%	75,8%	69,7%	75,4%	70,2%	5,74 p.p.	0,49 p.p.
CE	81,9%	81,5%	77,0%	81,1%	77,5%	4,12 p.p.	0,47 p.p.
RN	67,1%	67,5%	62,4%	67,3%	62,6%	4,90 p.p.	0,25 p.p.
PB	76,2%	76,2%	70,8%	76,0%	70,9%	5,27 p.p.	0,15 p.p.
PE	78,1%	77,5%	73,4%	77,5%	73,4%	4,14 p.p.	-0,01 p.p.
AL	59,4%	59,7%	51,3%	59,5%	51,5%	8,17 p.p.	0,16 p.p.
SE	58,6%	57,7%	51,5%	57,5%	51,7%	5,95 p.p.	0,20 p.p.
BA	79,5%	78,7%	74,5%	78,5%	74,7%	3,95 p.p.	0,16 p.p.
MG	65,6%	65,1%	61,5%	64,8%	61,8%	3,29 p.p.	0,26 p.p.
ES	64,3%	64,2%	59,8%	63,4%	60,7%	3,54 p.p.	0,90 p.p.
RJ	69,2%	69,1%	67,7%	68,8%	68,0%	1,12 p.p.	0,32 p.p.
SP	47,6%	47,3%	44,7%	46,6%	45,4%	1,89 p.p.	0,67 p.p.
PR	48,8%	49,0%	45,5%	48,6%	45,8%	3,13 p.p.	0,35 p.p.
SC	45,3%	45,6%	43,5%	45,3%	43,8%	1,83 p.p.	0,26 p.p.
RS	45,2%	45,4%	42,5%	45,3%	42,6%	2,82 p.p.	0,07 p.p.
MS	45,0%	46,0%	42,1%	46,0%	42,1%	3,91 p.p.	-0,04 p.p.
MT	49,6%	50,8%	46,8%	50,5%	47,1%	3,66 p.p.	0,32 p.p.
GO	53,7%	56,5%	53,6%	56,9%	53,2%	3,29 p.p.	-0,48 p.p.
DF	57,0%	59,6%	56,4%	59,4%	56,5%	3,06 p.p.	0,14 p.p.
Brasil	59,8%	59,8%	56,5%	59,5%	56,8%	3,04 p.p.	0,34 p.p.

<sup>a</sup> Os valores observados se referem somente aos 3.397 municípios incluídos na amostra e, portanto, diferem dos valores observados para o universo de 5.582 municípios.

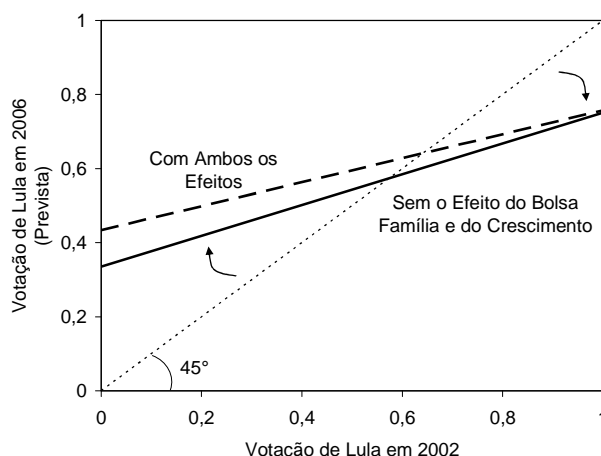


**Figura 5: Efeito Eleitoral do Programa Bolsa Família****Figura 6: Efeito Eleitoral do Desempenho da Economia**

### 5.5 Nem Bolsa Família nem Economia: o que Mudou Afinal?

Da seção 5.4 percebe-se que o desempenho da economia e o programa Bolsa Família, principalmente este último, tiveram impacto no resultado das eleições presidenciais de 2006. No entanto, fica claro que, sozinhos, não são capazes de explicar a mudança do padrão de votos de Lula entre 2002 e 2006. A Figura 7 ilustra este argumento. A linha pontilhada de 45° indica a votação do candidato do PT caso este tivesse mantido o desempenho de 2002. A linha tracejada em negrito aponta a votação média prevista de Lula levando em consideração os efeitos do desempenho econômico e do programa de transferência de renda. Nota-se que ambos somente são capazes de explicar uma parte relativamente pequena da mudança: somente o deslocamento da linha em negrito para a linha tracejada em negrito. As causas da diferença entre a linha de 45° e a linha em negrito – indicada por setas – restam sem explicação.

Uma possível causa seriam mudanças nas características dos municípios – urbanização, densidade populacional e taxa de analfabetismo, por exemplo – ou no ambiente político – prefeitos e governadores, por exemplo. Entretanto, ou estas variáveis apresentam pequeno efeito marginal na votação de Lula (ver Tabela 4), ou não costumam se alterar significativamente em um período de apenas quatro anos a ponto de explicar tamanha modificação do padrão da votação do candidato do PT.

**Figura 7: Mudança no Padrão Eleitoral de Lula: Resumo Esquemático**

Nos municípios mais desenvolvidos, a queda na votação de Lula poderia ser explicada pela percepção dos eleitores mais esclarecidos a respeito dos escândalos de corrupção que surgiram antes das eleições de 2006 [Hunter & Power (2007)]. No entanto, este fator não explicaria a melhora no desempenho eleitoral de Lula nos municípios menos desenvolvidos.

Nesse sentido, talvez a explicação para a melhora da votação de Lula nos municípios em que tradicionalmente ele obtinha desempenho relativamente pior, resida no fato de que em 2006, pela primeira vez, ele representava o governo estabelecido. Trata-se do argumento levantado em Zucco (2008) que, independente do indivíduo, os eleitores de municípios menos desenvolvidos, mais dependentes do Estado, seriam mais propensos a votar no candidato à presidente do governo estabelecido. O contrário ocorreria nos municípios mais desenvolvidos. Este argumento tenderia a ser reforçado pelo fato de que Lula não somente foi o candidato do governo, mas também concorreu à reeleição em 2006. Aliás, como salientado em Soares & Terron (2008), a análise de eleições e reeleições devem ser diferentes, pois nestas últimas o voto tende a ter vinculação com o desempenho anterior do candidato. Nesse sentido, a mudança no perfil de votos de Lula também pode estar relacionada com a percepção dos eleitores sobre o resultado de outras políticas de seu governo que não o programa Bolsa Família e o desempenho econômico.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O que explicaria a mudança no padrão de votação de Lula nas eleições presidenciais de 2006: desempenho da economia ou a massificação do programa Bolsa Família? Ao contrário de boa parte da literatura anterior, a resposta é: nenhum dos dois. O impacto do programa de transferência de renda se mostrou bastante superior ao do crescimento da economia, mas parece não ser a principal explicação para a migração significativa de votos em direção do candidato do PT nas regiões menos desenvolvidas do Brasil.

Nesse sentido, a conjectura de que, independente do partido e do indivíduo, os eleitores de regiões menos desenvolvidas, mais dependentes do Estado, seriam mais propensos a votar nos candidatos do governo [Zucco (2008)] ganha bastante apelo. O mesmo pode ser dito com relação à hipótese de Hunter & Power (2007) sobre os efeitos dos escândalos de corrupção na base eleitoral tradicional de Lula. No entanto, estas hipóteses são difíceis de serem empiricamente testadas. Uma possível abordagem é a utilização de dados de várias eleições, o que talvez permita testar a hipótese de Zucco (2008).

Além disso, boa parte das variáveis explicativas foi incluída com valores do ano 2000. Trata-se de uma restrição imposta pela agregação das decisões individuais em nível municipal, cuja maioria das informações remete ao Censo Demográfico de 2000. Sendo assim, não é possível, por exemplo, um exercício contrafactual para a renda *per capita* (REND) como os realizados na seção 5.4 para as variáveis que medem o alcance do programa Bolsa Família e o desempenho econômico. Nesse caso, a

única solução é o uso de dados agregados estaduais, mais sujeitos ao viés de agregação, mas com informações disponíveis para os anos de 2002 e 2006.

A este respeito, o uso de dados da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio (PNAD) mostra-se bastante promissor, inclusive porque o suplemento de 2006 permite identificar se determinado indivíduo pertence a uma família beneficiária do programa Bolsa Família (e o valor do benefício recebido), o que abriria caminho para o uso de modelos *logit* com coeficientes aleatórios [NEVO (2000)].<sup>20</sup> Este tipo de modelagem permite considerar atributos individuais não-observáveis e também a distribuição dos atributos individuais observáveis dos eleitores.<sup>21</sup> Ademais, com as informações disponíveis na PNAD seria possível identificar melhor o efeito do desempenho da economia, na medida em que, além da taxa de crescimento do PIB, outras variáveis relacionadas ao ambiente econômico – renda do trabalho, desemprego e formalização, por exemplo – poderiam ser usadas. Nesse caso o efeito do crescimento pró-pobre na votação de Lula [Hunter & Power (2007) e Carraro *et alli* (2009)] poderia ser mais bem medido. No entanto, tal estratégia somente será adotada em estudos subsequentes.

## REFERÊNCIAS

- ABENSUR, T. C., CRIBARI-NETO, F., MENEZES, T. A. (2007). Impactos do Programa Bolsa Família nos Resultados das Eleições Presidenciais no Brasil em 2006. **Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia**.
- BROWN, P. J., PAYNE, C. D. (1986). Aggregate Data, Ecological Regression, and Voting Transitions. **Journal of American Statistical Association**, v. 81, p. 452-460.
- CARRARO, A. *et alli* (2009). “It is the economy, companheiro!”: an empirical analysis of Lula's re-election based on municipal data. **Economics Bulletin**, v. 29, p. 977-992.
- DAVIDSON, R., MACKINNON, J. G. (1993). **Estimation and Inference in Econometrics**. New York, Oxford: Oxford University Press.
- FREEDMAN, D. A. *et alli* (1991). Ecological Regression and Voting Rights. **Evaluation Review**, v. 15, p. 673-711.
- GLASGOW, G. (2001). Mixed Logit Models for Multiparty Elections. **Political Analysis**, v. 9, p. 116-136.
- HECKELMAN, J. C. (1997). Determining Who Voted in Historical Elections: An Aggregated Logit Approach. **Social Science Research**, v. 26, p. 121-134.
- HECKELMAN, J. C. (2000). Revisiting the Relationship Between Secret Ballots and Turnout. A New Test of Two Legal-Institutional Theories. **American Politics Quarterly**, v. 28, p. 194-215.
- HECKELMAN, J. C., SULLIVAN, T. S. (2002). Testing For Aggregation Bias in a Non-Linear Framework: Some Monte Carlo Results. **Mimeo**, Winston-Salem, Edwardsville.
- HUNTER, W., POWER, T. J. (2007). Rewarding Lula: Executive Power, Social Policy, and the Brazilian Elections of 2006. **Latin American Politics and Society**, v. 49, p. 1-30.
- KAKWANI, N., NERI, M., SON, H. H. (2006). Linkages Between Pro-Poor Growth, Social Programmes and Labour Market: The Recent Brazilian Experience. **UNDP International Poverty Center Working Paper**, n. 26.
- KELEJIAN, H. H. (1995). Aggregated heterogeneous dependent data and the logit model: A suggested approach. **Economics Letters**, v. 47, p. 243-248.

---

20. Modelo também conhecido como *mixed logit*.

21. Além disso, ao considerar a distribuição dos atributos individuais, este modelo contorna o problema de viés de agregação. Para uma aplicação deste modelo ao estudo de eleições ver Glasgow (2001).

- KIESCHNICK, R., MCCULLOUGH, B. D. (2003). Regression analysis of variates observed on (0, 1): percentages, proportions and fractions. **Statistical Modelling**, v. 3, p. 193-213.
- KING, G. (1997). **A Solution to the Ecological Inference Problem: reconstructing Individual Behavior from Aggregated Data**. Princeton: Princeton University Press.
- MADDALA, G. S. (1983). **Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press.
- MARQUES *et alli* (2009). Discutindo o papel do Programa Bolsa Família na decisão das eleições presidenciais brasileiras de 2006. **Revista de Economia Política**, v. 29, p. 114-132.
- NEVO, A. (2000). A Practitioner's Guide to Estimation of Random-Coefficients Logit Models of Demand. **Journal of Economics & Management Strategy**, v. 9, p. 513-548.
- NICOLAU, J. PEIXOTO, V. (2007). Uma Disputa em Três Tempos: Uma Análise das Bases Municipais das Eleições Presidenciais de 2006. **Anais do XXXI Encontro Nacional da ANPOCS**.
- SOARES, G. A. D., TERRON, S. L. (2008). Dois Lulas: a geografia eleitoral da reeleição (explorando conceitos, métodos e técnicas de análise geoespacial). **Opinião Pública**, v. 14, p. 269-301.
- STOKER, T. M. (1993). Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals. **Journal of Economic Literature**, v. 31, p. 1827-1874.
- TRAIN, K. E. (2003). **Discrete Choice Methods with Simulation**. Cambridge: Cambridge University Press.
- ZUCCO, C. (2008). The President's 'New' Constituency: Lula and the Pragmatic Vote in Brazil's 2006 Presidential Elections. **Journal of Latin American Studies**, v. 40, p. 29-39.
- ZUCCO, C. (2009). Cash-transfers, voting behavior and the economy: An empirical assessment of the political impacts of the Bolsa Família program. **Mimeo**, IUPERJ.