

Impactos do Programa Bolsa Família nos Resultados das Eleições Presidenciais no Brasil em 2006

Themis C. Abensur

Estudante de Doutorado do Departamento de Economia (UFPE)

Francisco Cribari-Neto

Professor Titular do Departamento de Estatística (UFPE)

Tatiane A. Menezes

Professora Adjunta do Departamento de Economia (UFPE)

Resumo

Neste artigo são apresentadas é realizado uma análise econométrica do impacto do Programa Bolsa Família sobre o resultado da eleição presidencial (segundo turno) de 2006 no Brasil. O objetivo é investigar o impacto de variações no montante de transferência de bolsa família sobre o grau de aceitação eleitoral no processo de reeleição do candidato Luiz Inácio Lula da Silva, que é medido pelas proporções de votos nos diferentes estados da federação. O modelo econométrico utilizado é o modelo de regressão beta, que é adequado à modelagem de taxas e proporções. Os resultados apontaram um impacto do número de famílias que receberam o auxílio do bolsa família, da renda domiciliar per capita média e das proporções de votos de Lula nas eleições de 2002, especialmente nos estados da região Nordeste, onde estão os maiores índices de pobreza e desigualdade.

Palavras-chave: Democracia; Distribuição de Renda; Pobreza; Proporção de Votos; Regressão Beta.

Abstract

We evaluate the impact of the 'Bolsa Família' Program on the outcome of the 2006 presidential election in Brazil. To that end, we use the beta regression model, which is tailored to the modeling of rates and proportions. The results show that the aforementioned program had a clear positive impact on the outcome of the election, that is, on the victory of the then sitting president running for reelection.

Key words: Beta Regression; Democracy; Income Distribution; Poverty; Proportion of Votes.

Área de Interesse: Economia do Setor Público

JEL: C50, H53, J18

Impactos do Programa Bolsa Família nos Resultados das Eleições Presidenciais no Brasil em 2006

1 Introdução

Nas eleições de 2006 o presidente Luiz Inácio Lula da Silva obteve mais de 59 milhões de votos em segundo turno, sendo esta a maior votação recebida por um presidente na história da democracia brasileira (Shikida *et al.* (2007)). Com base em dados estaduais, as primeiras análises dos resultados eleitorais mostraram que o candidato Lula obteve maiores êxitos nos locais menos desenvolvidos do país. Esta evidência foi interpretada de forma distinta de acordo com as simpatias eleitorais de cada um. Para os eleitores do Partido dos Trabalhadores (PT), tal padrão seria o resultado de um governo voltado para os cidadãos mais pobres do Brasil. Já a oposição entendeu esse padrão como resultante das políticas paternalistas do governo e/ou como sinal de que o candidato Lula era a escolha dos eleitores menos instruídos. Outros ainda enfatizaram o caráter geográfico entre os que apoiaram ou não a reeleição o do presidente, sugerindo uma cisão norte-sul no país.

Do ponto de vista econômico é possível identificar algumas políticas bem sucedidas, que podem explicar parcialmente a considerável votação do candidato Lula em sua reeleição. Embora não tendo tido êxito na elevação das taxas de crescimento do PIB (3,3% a.a., pela série corrigida do IBGE), o primeiro governo do presidente Lula, manteve uma política monetária equilibrada e uma trajetória decrescente das taxas de juros, o que garantiu estabilidade de preços e um ambiente econômico favorável ao investimento. Porém, a maioria dos analistas atribui ao Programa Bolsa Família (BF) o imenso sucesso eleitoral do presidente. De fato, de acordo com o Censo Demográfico de 2000, 33% da população brasileira vivia abaixo da linha de pobreza e 16% era considerada miserável.¹ Diante deste imenso déficit social, o BF teve um importante papel no sentido de retirar parte da população da situação de indigência, concedendo ao presidente Lula imensa popularidade.

Os principais críticos do Programa Bolsa Família argumentam que este programa não tem um papel transformador na sociedade, pois uma real melhora das condições de vida da população está atrelada necessariamente à permanência de todas as crianças em escolas de qualidade. Porém, mesmo os críticos mais ferrenhos do BF concordam que este deve ter tido um importante papel na reeleição do presidente Luiz Inácio Lula da Silva.

Em estudo recente, Carraro *et al.* (2007) mostram a correlação positiva entre o número de bolsas famílias e a proporção de votos que o candidato Lula recebeu nos municípios

¹Considerando pobre quem apresenta renda familiar per capita inferior a 1/2 salário mínimo e miserável quem recebe menos de 1/4 do salário mínimo vigente.

brasileiros. A análise sugere ainda que esta votação está inversamente relacionada com a renda per capita do município e diretamente relacionada com a taxa de mortalidade infantil, o nível de analfabetismo e a desigualdade de renda. Todavia, não foi possível concluir que o número de famílias que receberam o BF influenciou a proporção de votos do candidato Luiz Inácio Lula da Silva.

No trabalho citado, os autores utilizam como instrumento de análise o modelo linear de regressão e estimaram os parâmetros utilizando mínimos quadrados ordinários (MQO). Este modelo, contudo, não é adequado a variáveis resposta expressas como proporções ou porcentagens. O presente trabalho se propõe a calcular a sensibilidade da proporção de votos recebida pelo candidato Luiz Inácio Lula da Silva, na eleição de 2006, em relação ao número de famílias que fazem parte do Programa Bolsa Família. Este texto trabalho inova na medida em que se propõe a empregar o modelo de regressão beta (Ferrari e Cribari–Neto, 2004), que é apropriado à modelagem de taxas e proporções.

Além desta introdução o artigo está dividido em quatro partes. A Seção 2 apresenta e justifica a utilização do modelo de regressão beta e as técnicas de diagnóstico. A análise exploratória dos dados é feita na Seção 3. A Seção 4 discute os resultados da análise de impacto do Programa Bolsa Família sobre as proporções de votos do presidente Lula. A Seção 5 apresenta resultados de uma simulação do impacto do Bolsa Família nas proporções de votos para variações no número de famílias beneficiadas. Por fim, tem-se algumas conclusões finais.

2 Modelo de Regressão Beta

O modelo linear de regressão é comumente utilizado em análises empíricas. Entretanto, esse modelo não é apropriado para situações em que a variável dependente é restrita ao intervalo $(0, 1)$, pois pode render valores ajustados para a variável de interesse que excedem os limites do intervalo. Neste caso, uma possível solução é aplicar uma transformação na variável dependente para que esta assuma valores na reta e daí modelar a média da variável transformada. Porém, essa abordagem apresenta inconvenientes; por exemplo, os parâmetros não são interpretáveis em termos da resposta original. Além da questão do suporte da distribuição da variável dependente, há o problema da assimetria das medidas de taxas e proporções, podendo fazer com que inferências baseadas na suposição de normalidade sejam imprecisas. Uma abordagem apropriada para modelar taxas e proporções é o modelo de regressão beta.

O modelo de regressão beta, proposto por Ferrari e Cribari–Neto (2004), é apropriado para situações onde a variável dependente Y é medida continuamente no intervalo padrão

unitário, isto é, $0 < Y < 1$. A suposição do modelo é que Y tem distribuição beta, cuja função densidade é dada por

$$f(y; p, q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} y^{p-1} (1-y)^{q-1}, \quad (1)$$

onde $p > 0$ e $q > 0$, $\Gamma(\cdot)$ sendo a função gamma. A média e a variância de Y são, respectivamente, dadas por

$$E(Y) = \frac{p}{p+q} \quad (2)$$

e

$$Var(Y) = \frac{pq}{(p+q)^2(p+q+1)}. \quad (3)$$

A estimação de p e q por máxima verossimilhança é discutida por Vasconcellos e Cribari-Neto (2005).

A definição da estrutura de regressão é feita a partir da reparametrização da densidade dada em (1). Sejam $\mu = p/(p+q)$ e $\phi = p+q$ a média e o parâmetro de precisão. Neste caso, temos que $p = \mu\phi$ e $q = (1-\mu)\phi$. A média e a variância de Y de (2) e (3) são dadas por

$$E(Y) = \mu$$

e

$$Var(Y) = \frac{V(\mu)}{1+\phi},$$

onde $V(\mu) = \mu(1-\mu)$ é a função de variância. Reescrevendo a expressão (1) em termos de μ e ϕ , tem-se

$$f(y; \mu, \phi) = \frac{\Gamma(\phi)}{\Gamma(\mu\phi)\Gamma((1-\mu)\phi)} y^{\mu\phi-1} (1-y)^{(1-\mu)\phi-1}, \quad (4)$$

com $0 < \mu < 1$ e $\phi > 0$.

Para uma amostra aleatória Y_1, Y_1, \dots, Y_n da variável dependente, onde cada valor Y_t , $t = 1, \dots, n$, segue a densidade em (4) com média μ_t e parâmetro de dispersão desconhecido ϕ , o modelo de regressão beta assume a forma

$$\eta_t = g(\mu_t) = \sum_{i=1}^k x_{ti} \beta_i = x_t^\top \beta, \quad (5)$$

onde $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)^\top$ é um vetor de parâmetros desconhecidos pertencente ao espaço real k dimensional e $x_t^\top = (x_{t1}, \dots, x_{tk})$ é um vetor de observações fixas e conhecidas de k covariáveis ($k < n$). A função de ligação $g(\cdot)$ é estritamente monótona, contínua e duas vezes diferenciável, cujo suporte é o intervalo $(0, 1)$.

Existem várias possibilidades de escolha para $g(\cdot)$, como, por exemplo, a função de ligação logit $g(\mu) = \log\{\mu/(1 - \mu)\}$, a ligação probit $g(\mu) = \Phi^{-1}(\mu)$, onde $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição normal padrão, a ligação complemento log-log $g(\mu) = \log\{-\log(1 - \mu)\}$, entre outras. A função de ligação que será utilizada neste texto é a logit, que pode ser escrita como

$$\mu_t = \frac{e^{x_t^\top \beta}}{1 + e^{x_t^\top \beta}}, \quad t = 1, \dots, n. \quad (6)$$

Supondo que o valor do i -ésimo regressor é acrescido de c unidades, mantendo-se as demais covariáveis constantes, a interpretação das estimativas do vetor de parâmetros β se dá pela razão de chances

$$e^{c\beta_i} = \frac{\mu^*/(1 - \mu^*)}{\mu/(1 - \mu)},$$

onde μ^* é a média da resposta sob os novos valores das covariáveis.

Uma outra interpretação importante é a dos efeitos marginais das covariáveis em relação a μ_t , que são obtidos através das derivadas parciais da função em (6) com respeito a x_{ti} :

$$\mathcal{M}(x_{ti}) = \frac{\partial \mu_t}{\partial x_{ti}} = \beta_i \frac{e^{x_t^\top \beta}}{(1 + e^{x_t^\top \beta})^2}, \quad i = 1, \dots, k. \quad (7)$$

Os estimadores de máxima verossimilhança de β e ϕ não possuem forma fechada e precisam ser obtidos numericamente através de um algoritmo de otimização não-linear. A sugestão de Ferrari e Cribari-Neto (2004) para o valor inicial de β no processo iterativo é a da estimativa de mínimos quadrados ordinários obtido da regressão linear do vetor de respostas transformadas $z = (g(y_1), \dots, g(y_n))^\top$ em X , assumindo a forma $\beta^0 = (X^\top X)^{-1} X^\top z$. A sugestão de valor inicial para ϕ é

$$\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{\check{\mu}_t(1 - \check{\mu}_t)}{\check{\sigma}_t^2} - 1,$$

onde

$$\check{\mu} = g^{-1}(x_t^\top (X^\top X)^{-1} X^\top z)$$

e

$$\check{\sigma}_t^2 = \frac{\check{e}^\top \check{e}}{\{(n - k)[g'(\check{\mu}_t)]^2\}};$$

$\check{e} = z - X(X^\top X)^{-1} X^\top z$ sendo o vetor de resíduos de mínimos quadrados ordinários.

A análise de diagnóstico dos resíduos é utilizada para avaliar a qualidade de ajuste do modelo. Tal avaliação consiste em identificar observações discrepantes, dado o ajuste do modelo, através das medidas de alavancagem e influência. As medidas de diagnóstico podem ser vistas em Ferrari e Cribari-Neto (2004).

3 Análise Exploratória de Dados

Os dados aqui analisados sobre as proporções de votos do candidato Lula em 2006 têm como fonte primária o Tribunal Superior Eleitoral (TSE, 2006). Os dados são agregados por estado, totalizando 27 observações. Características regionais foram baseadas nos dados amostrais do IBGE em 2002, 2003 e 2005. Os dados sobre rendimento domiciliar foram obtidos da Pesquisa Nacional de Amostras Domiciliares (PNAD, 2005) e os dados relativos ao Programa Bolsa Família foram coletados do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome de 2006.

A Figura 1 apresenta uma comparação entre as proporções de votos do candidato Luiz Inácio Lula da Silva nos segundos turnos das eleições de 2002 e 2006. Pode-se observar que em treze estados houve redução nas proporções de votos de 2002 para 2006, dentre eles estão as regiões Sul e Centro-Oeste inteiras. Já em toda a região Nordeste houve aumento nas proporções de votos de 2002 para 2006. A região Sudeste, com exceção do Espírito Santo, apresentou redução nas proporções de votos. Ademais, em apenas três estados da Região Norte houve aumento nas proporções de votos. A Tabela 1 no anexo mostra os montantes de rendimento em bolsa família com os respectivos números de famílias beneficiadas. Os estados brasileiros mais beneficiados com as transferências de Bolsa Família foram Bahia (1410131 famílias), Minas Gerais (1177427 famílias) e São Paulo (113244 famílias), cujas populações são, respectivamente, 13 milhões, 19 milhões e 40 milhões. Em seguida vêm os estados do Nordeste, os mais pobres, cuja renda domiciliar per capita média regional é de R\$ 180.53. De modo geral, as proporções de votos em Lula foram semelhantes nas duas eleições (61.27% em 2002 e 60.83% em 2006), com uma pequena redução de 0.44 ponto percentual em 2006. Com respeito às transferências de Bolsa Família, 1112030 famílias receberam o benefício.

A Tabela 2 no anexo apresenta variáveis que levam em consideração características populacionais como desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini), densidade demográfica, índice de mortalidade infantil e taxa de analfabetismo. São Paulo era o estado com maior renda domiciliar per capita média (R\$ 1099.18) e o estado com a menor renda era Alagoas (R\$ 114.28). Os estados com maior desigualdade de renda são os da região Sudeste, como Espírito Santo (0.6964), Minas Gerais (0.6883) e São Paulo (0.6745), seguidos de parte do Sul, como o Paraná (0.6724), e Centro-Oeste, como o Distrito Federal (0.6375). Com relação à densidade demográfica, o Distrito Federal (com densidade 400.73), o Rio de Janeiro (352.05) e São Paulo (162.93) são os mais populosos por quilômetro quadrado. O Nordeste é campeão em mortalidade infantil e analfabetismo, cujas taxas são, respectivamente, 42.3% e 22.6%. Esses dados caracterizam as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste como as mais ricas do Brasil e o Nordeste como a região mais

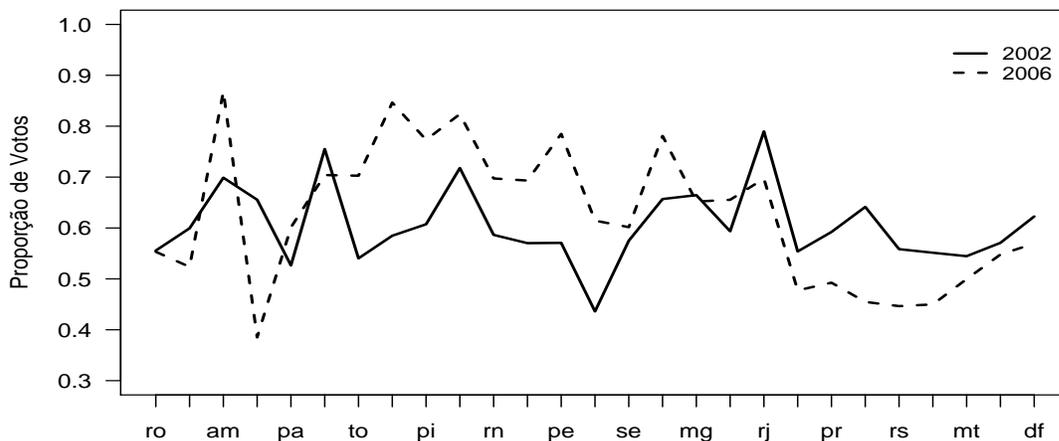


Figura 1: Proporções de Votos do Candidato Lula em Segundo Turno.

pobre e marginalizada. De forma geral, o Brasil apresentava renda per capita média de R\$ 398.5, indicando que muitas famílias possuíam renda abaixo de R\$ 120.0 (participantes do programa BF). Além disso, o Brasil possuía alto índice de desigualdade de renda (Gini igual a 0.6868), alta taxa de mortalidade infantil (28.6%) e taxa de analfabetismo (13%).

4 Avaliação dos Resultados

Seja μ_t , $t = 1, \dots, n$, a média de proporções de votos do candidato Lula no segundo turno de 2006. Deseja-se ajustar o seguinte modelo de regressão beta

$$g(\mu_t) = \frac{\mu_t}{1 - \mu_t} = x_t^\top \gamma, \quad (8)$$

onde x_t^\top é um vetor de covariáveis compostas por:

- (a) *Dummy* regional (assumindo valor 0 se o Estado pertence à região Norte; 1 para Nordeste; 2 para Sudeste; 3 para Sul e 4 para Centro-Oeste);
- (b) Renda domiciliar per capita média, extraída da PNAD de 2005;
- (c) Desigualdade de renda medida pelo índice de Gini, calculado com uso da PNAD de 2005;
- (d) Densidade demográfica do Estado em 2005, medida em habitantes por quilômetros quadrados;

- (e) Índice de mortalidade infantil em 2002;
- (f) Taxa de analfabetismo em 2003;
- (g) Proporções de votos do candidato Lula no segundo turno de 2002, dados do TSE de 2002;
- (h) Número de famílias beneficiadas com o programa bolsa família, dados do TSE de 2006.

De acordo com os critérios de seleção de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC), o modelo selecionado para ajuste das observações foi

$$\frac{\mu_t}{1 - \mu_t} = \beta_0 + \beta_1 \log x_{t1} + \beta_2 \log(x_{t2}) + \beta_3 x_{t3}, \quad (9)$$

onde x_{t1} , x_{t2} e x_{t3} representam o número de famílias beneficiadas com o bolsa família em 2006, a renda domiciliar per capita média em 2005 e a proporção de votos do candidato Lula em 2002, respectivamente.

A Tabela 3 no anexo apresenta as estimados dos parâmetros que indexam o modelo e os respectivos erros-padrão para os modelos irrestrito (8) e restrito (9). Os resultados mostram que as covariáveis do modelo irrestrito são não significantes estatisticamente, com exceção do logaritmo do número de famílias beneficiadas com o programa e das proporções de votos em 2002. Esses resultados se devem ao fato das observações serem agregadas e uma sugestão para o uso de tais covariáveis seria num estudo por municípios. Entretanto, para os dados do modelo restrito, as covariáveis são estatisticamente significantes a 5%, existindo relação positiva entre a média das proporções de votos em 2006 e o logaritmo do número de famílias beneficiadas com o Programa Bolsa Família e com a proporção de votos em 2002, bem como relação negativa entre a média da variável dependente e o logaritmo da renda domiciliar per capita média.

Os efeitos marginais do modelo dado em (9) do número de famílias beneficiadas pelo bolsa família e da renda domiciliar per capita média são dados pela expressão (7). Avaliando os resultados das expressões acima nas médias das covariáveis, número de famílias ($\bar{x}_1 = 411864.9$), renda per capita domiciliar média ($\bar{x}_2 = 343.40$) e proporções de votos em 2002 ($\bar{x}_3 = 0.6044$), observa-se que os efeitos marginais da média de proporções de votos de 2006 com respeito a essas variáveis são, respectivamente, dados por $\mathcal{M}(\bar{x}_1) = 1.69e - 07$, $\mathcal{M}(\bar{x}_2) = -0.00039$ e $\mathcal{M}(\bar{x}_3) = 0.871$.

Os gráficos de diagnóstico dos resíduos para esta análise de regressão estão apresentados na Figura 2. O gráfico (a) mostra os resíduos. O gráfico (b) mostra os pontos de alavanca, onde foram identificados dois pontos com alavancagem demasiada: Rio de

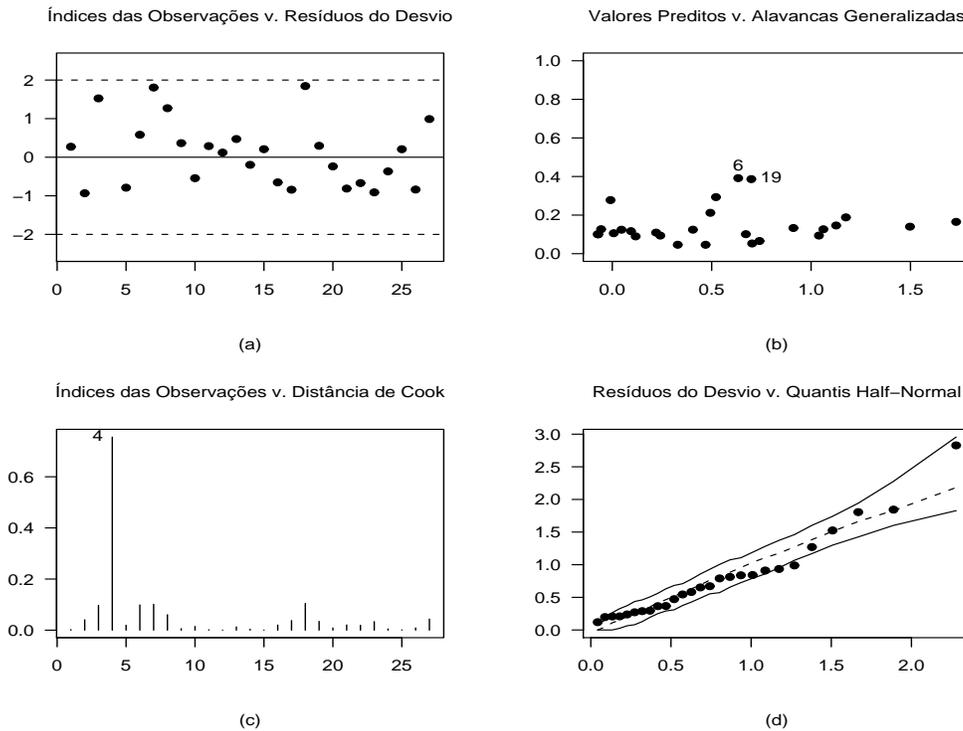


Figura 2: Gráficos de Diagnóstico.

Janeiro (a mais alta proporção de votos: 69.69%) e Amapá. O gráfico (c) apresenta as distâncias de Cook, onde foi identificado um ponto influente, a saber: Roraima, que apresentou a menor proporção de votos (38.51%). O gráfico (d) apresenta um envelope construído via simulações de Monte Carlo da distribuição half-normal, onde os resíduos no interior do envelope são consistentes com o modelo ajustado.

5 Simulação

A idéia é apresentar uma simulação do que ocorreria com as proporções de votos do candidato Lula se houvesse um aumento ou redução no número de famílias beneficiadas com o Programa Bolsa Família segundo o modelo ajustado. A Tabela 4 no anexo mostra, respectivamente, as proporções de votos estimadas para um aumento de 20%, uma redução de 10% e uma redução de 50% no número de famílias beneficiadas com o programa. Comparando com as proporções ajustadas pelo modelo utilizado, observa-se que num aumento de 20% no número de famílias beneficiadas gera um aumento médio de 2% nas proporções de votos do candidato Lula no Brasil. Uma redução de 10% nas famílias geraria uma redução de 1.17% nos votos e uma redução de 50% geraria uma queda de

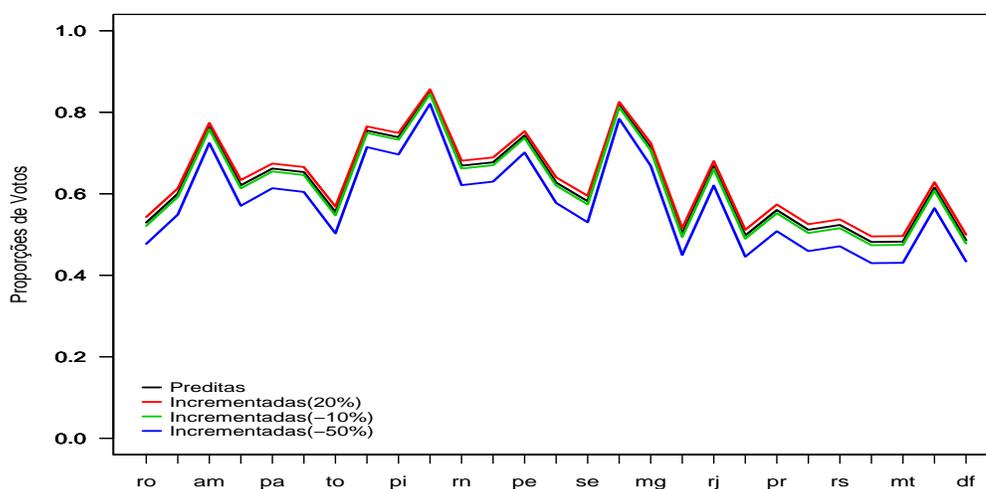


Figura 3: Proporções de Votos Ajustadas e Proporções Estimadas para uma Variação no Número de Famílias.

8% nas proporções de votos. De modo geral, as proporções de votos aumentam com o incremento de 20% no Bolsa Família e diminuem com reduções nos rendimentos com bolsa família.

Nos estados do Centro-Oeste, com exceção de Goiás, Lula não seria reeleito, mesmo com o incremento de 20% de bolsa família. O Estado com maior impacto nas proporções de votos é o Mato Grosso do Sul, o qual aumenta suas proporções em 2.86% (dado o incremento de 20%), reduz em 1.65% (dada redução de 10%) e reduz em 10.8% (dada a redução de 50%) no bolsa família. Cabe ainda observar que, mesmo com o aumento de 20% em bolsa família, Lula ainda não seria eleito neste Estado. Já o Estado com menor impacto nos votos em Lula é o Ceará com um aumento de 0.81%, redução de 0.48% e redução de 3.4%, respectivamente. Analisando os resultados nas macro-regiões, observa-se que os estados com maiores impactos sobre as proporções de votos de Lula, para dados incrementos de 20%, -10% e -50% são: Rondônia com 2.5%, -1.5% e -9.9%; Sergipe com 2.3%, -1.3% e -8.9%; São Paulo com 2.8%, -1.6% e -10.5%; Santa Catarina com 2.7%, -1.6% e -10.2 e finalmente Mato Grosso do Sul com proporções mencionadas anteriormente.

A Figura 3 mostra a evolução das proporções de votos de acordo com as variações de 20%, -10% e -50% nas famílias beneficiadas com o Bolsa Família comparadas às proporções estimadas, dado o modelo beta ajustado. As maiores proporções de votos, para as quatro séries em questão, se concentram no nordeste brasileiro representadas pelos estados do

Ceará e Bahia, seguidos pelo Amazonas na região Norte, Rio de Janeiro no Sudeste e Goiás no Centro-Oeste. Já as menores estão representadas pelo Espírito Santo na região Sudeste, seguido pelo estado de Tocantins na região Norte.

6 Conclusões e Recomendações

Os resultados sugerem que o Programa Bolsa Família teve impacto significativo nas eleições presidenciais de 2006. Roraima, Amapá e Rio de Janeiro apresentaram comportamento atípico. Roraima apresentou a menor proporção de votos entre todos os estados brasileiros. Foi no Rio de Janeiro, dentre os estados com maior renda domiciliar per capita, que o candidato Luiz Inácio Lula da Silva obteve a mais expressiva votação em termos relativos. O Amapá apresentou a maior proporção de votos a favor do candidato Lula em 2002 na região Norte. Os estados com maior e menor impactos nas proporções dos votos para um dado aumento ou redução nas transferências em bolsa família foram Mato Grosso do Sul e Ceará, respectivamente. Vale a pena observar que as observações analisadas neste texto estão agregadas por estado brasileiro, o que fez com que a maioria das variáveis usadas como *proxy* iniciais se mostrassem estatisticamente insignificativas. Tais resultados sugerem um estudo do impacto de tais covariáveis sobre as proporções de votos por municípios brasileiros.

Referências

- [1] CARRARO, A., ARAÚJO JR, A. F., DAMÉ, O. M., MONASTERIO, L. M. & SHIKIDA, C. D. “É a Economia, Companheiro!”: Uma Análise Empírica da Reeleição de Lula com Base em Dados Municipais. *Ibmec MG Working Paper*. Disponível em <http://ceae.ibmecmg.br/wp/wp41.pdf>, 2007.
- [2] FERRARI, S. L. P. & CRIBARI-NETO, F. Beta Regression for Modelling Rates and Proportions. *Journal of Applied Statistics*, v.31, n.7, p. 799–815, 2004.
- [3] SHIKIDA, C. D., ARAÚJO JR, A. F. & CARRARO, A. Desconstruindo Mitos: não foi o Bolsa Família. Disponível em <http://www.institutomillennium.org>, jun. 2007.
- [4] VASCONCELLOS, K. L. P. & CRIBARI-NETO, F. Improved Maximum Likelihood Estimation in a New Class of Beta Regression Models. *Brazilian Journal of Probability and Statistics*, v.19, p. 13–31, nov. 2005.

Anexo

A seguir são apresentadas as tabelas discutidas ao longo do texto. Ou seja, são apresentadas as características individuais e demográficas, bem como as de democracia e de programas sociais. Além disso são exibidos os resultados oriundos da análise de regressão do modelo beta, discutido na Seção 2.

Tabela 1: Proporções de Votos e Programa de Transferência em Bolsa Família.

UF	População	Proporção de Votos em 2002	Proporção de Votos em 2006	Programa	
				Bolsa Família (2006) Famílias	Total (R\$)
Rondônia	1534594	0.5556	0.5533	93657	5833762
Acre	656043	0.5994	0.5236	54739	3582908
Amazonas	3232330	0.6988	0.8680	202499	13939302
Roraima	391317	0.6555	0.3851	31466	2176354
Pará	6970586	0.5265	0.6012	499657	34509184
Amapá	594587	0.7551	0.7040	20932	1392194
Tocantins	1305728	0.5403	0.7027	109018	6650244
Maranhão	6103327	0.5848	0.8463	715691	49628520
Piauí	3006885	0.6073	0.7732	364188	24144144
Ceará	8097276	0.7178	0.8238	918630	58725062
Rio Grande do Norte	3003087	0.5864	0.6973	306906	18777787
Paraíba	3595886	0.5702	0.6932	420348	27193433
Pernambuco	8413593	0.5707	0.7848	863821	54845737
Alagoas	3015912	0.4361	0.6145	342091	21691727
Sergipe	1967761	0.575	0.6016	192804	12627353
Bahia	13815334	0.6569	0.7808	1410131	91680817
Minas Gerais	19237450	0.6645	0.6519	1177427	67514250
Espírito Santo	3408365	0.5936	0.6554	193559	10844227
Rio de Janeiro	15383407	0.7897	0.6969	422905	24468093
São Paulo	40442795	0.5539	0.4774	1113244	61371207
Paraná	10261856	0.5922	0.4925	462937	24880351
Santa Catarina	5866568	0.6414	0.4547	140720	7789631
Rio Grande do Sul	10845087	0.5584	0.4465	453956	25841588
Mato Grosso do Sul	2264468	0.5514	0.4498	117201	6454706
Mato Grosso	2803274	0.5446	0.4996	142021	7843081
Goiás	5619917	0.5708	0.5478	266080	14047612
Distrito Federal	2333108	0.6226	0.5696	83725	4677229
BRASIL	184170541	0.6127	0.6083	1112035	683130503

FONTE: TSE e Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (2006).

Tabela 2: Características Populacionais Brasileiras

Unidade da Federação	Renda Domic. Per Capita	Índice de Gini	Densidade Demog.	Mort. Infantil	Taxa de Analf.
Rondônia	251.29	0.5599	6.46	0.246	0.08
Acre	154.70	0.4303	4.30	0.332	0.16
Amazonas	154.68	0.3973	2.05	0.208	0.06
Roraima	143.68	0.4371	1.74	0.178	0.09
Pará	191.92	0.4717	5.58	0.273	0.10
Amapá	173.93	0.3957	4.16	0.249	0.09
Tocantins	206.75	0.5262	4.70	0.284	0.17
Maranhão	154.89	0.5465	18.38	0.463	0.23
Piauí	146.53	0.5360	11.95	0.331	0.28
Ceará	147.87	0.4933	54.40	0.351	0.22
Rio Grande do Norte	207.88	0.5600	56.88	0.419	0.23
Paraíba	206.75	0.5769	63.71	0.455	0.25
Pernambuco	173.78	0.5274	85.58	0.448	0.21
Alagoas	114.28	0.4560	108.61	0.577	0.30
Sergipe	287.65	0.6606	89.81	0.406	0.10
Bahia	185.14	0.5295	24.46	0.387	0.21
Minas Gerais	480.60	0.6883	32.79	0.208	0.11
Espírito Santo	561.59	0.6964	73.97	0.209	0.10
Rio de Janeiro	908.78	0.6721	352.05	0.195	0.04
São Paulo	1099.18	0.6745	162.93	0.174	0.05
Paraná	584.67	0.6724	51.48	0.207	0.07
Santa Catarina	606.29	0.5377	61.53	0.182	0.05
Rio Grande do Sul	599.20	0.6015	38.49	0.154	0.05
Mato Grosso do Sul	380.00	0.5940	6.34	0.192	0.09
Mato Grosso	399.23	0.5763	3.10	0.215	0.10
Goiás	260.29	0.4890	16.52	0.207	0.10
Distrito Federal	489.98	0.6375	400.73	0.175	0.04
BRASIL	398.46	0.6868	21.63	0.286	0.13

FONTE: IBGE 2002, 2003 e 2005.

Tabela 3: Estimativas dos Parâmetros na Avaliação das Proporções de Votos.

Variáveis Explicativas	Irrestrito		Restrito	
	Estimativas	EP	Estimativas	EP
Intercepto	-5.7110 *	2.8710	-2.1834 *	1.1020
log(Bolsa Fam)	0.2920 *	0.0871	0.3019 *	0.0668
log(Renda)	-0.2652	0.4359	-0.5877 *	0.1121
Prop Votos02	4.9277 *	1.2450	3.7679 *	0.9555
Gini	1.3930	1.6190		
Mortalidade	1.6101	1.8560		
Analfabetismo	1.5726	2.2940		
log(Densidade)	0.0130	0.0786		
D_{NE}	-0.4717	0.4605		
D_{SE}	-0.5491	0.5379		
D_S	-0.6418	0.4360		
D_{CO}	-0.2165	0.3051		
ϕ	45.11	12.16	35.30	
R^2	0.7202		0.6606	
AIC	-44.13		-53.56	
SBC	-21.93		-46.16	
Log-Lik Rat.	35.09		28.52	

* Estimativas estatisticamente significantes.

Tabela 4: Proporções de Votos Estimadas para Diferentes Incrementos do Bolsa Família.

Unidade da Federação	Proporções Ajustadas	Proporções ↑ 20% (BF)	Proporções ↓ 10% (BF)	Proporções ↓ 50% (BF)
Rondônia	0.5293594	0.5430465	0.5214283	0.4770959
Acre	0.6000359	0.6131697	0.5923787	0.5489333
Amazonas	0.7640718	0.7738492	0.7582899	0.7242977
Roraima	0.6208756	0.6337427	0.6133603	0.5705298
Pará	0.6619035	0.6741090	0.6547492	0.6136154
Amapá	0.6532132	0.6655740	0.6459734	0.6044257
Tocantins	0.5548878	0.5684378	0.5470188	0.5027966
Maranhão	0.7550903	0.7651255	0.7491606	0.7143681
Piauí	0.7387334	0.7492162	0.7325479	0.6963851
Ceará	0.8493722	0.8562795	0.8452574	0.8206021
Rio Grande do Norte	0.6689460	0.6810199	0.6618647	0.6210880
Paraíba	0.6771132	0.6890276	0.6701204	0.6297824
Pernambuco	0.7430638	0.7534309	0.7369444	0.7011335
Alagoas	0.6274985	0.6402711	0.6200342	0.5774337
Sergipe	0.5815688	0.5948995	0.5738091	0.5299550
Bahia	0.8172000	0.8252792	0.8124005	0.7838489
Minas Gerais	0.7132070	0.7243318	0.7066572	0.6685774
Espírito Santo	0.5018170	0.5155722	0.4938656	0.4496748
Rio de Janeiro	0.6680093	0.6801009	0.6609180	0.6200927
São Paulo	0.4977777	0.5115359	0.4898273	0.4456797
Paraná	0.5601007	0.5736139	0.5522494	0.5080787
Santa Catarina	0.5115260	0.5252667	0.5035762	0.4593050
Rio Grande do Sul	0.5234507	0.5371595	0.5155112	0.4711866
Mato Grosso do Sul	0.4816030	0.4953550	0.4736673	0.4297492
Mato Grosso	0.4824409	0.4961940	0.4745041	0.4305719
Goiás	0.6152404	0.6281842	0.6076839	0.5646710
Distrito Federal	0.4859314	0.4996878	0.4779901	0.4340017
BRASIL	0.6330653	0.6457547	0.6256459	0.5832517