

Ciência e Natura

ISSN: 0100-8307

cienciaenaturarevista@gmail.com

Universidade Federal de Santa Maria

Brasil

Pereira, Tarciana L.; Souza, Tatiene C.; Cribari-Neto, Francisco
Uma avaliação da eficiência do gasto público nas regiões do Brasil

Ciência e Natura, vol. 36, 2014, pp. 23-36

Universidade Federal de Santa Maria

Santa Maria, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=467546183003>

Uma avaliação da eficiência do gasto público nas regiões do Brasil

Modeling administrative efficiency scores of Brazilian municipalities: regional differences

Tarciana L. Pereira^{*1}, Tatiene C. Souza¹ e Francisco Cribari-Neto²

¹Departamento de Estatística, Universidade Federal da Paraíba, Cidade Universitária, João Pessoa/PB, 58089-900, Brasil

²Departamento de Estatística, Universidade Federal de Pernambuco, Cidade Universitária, Recife/PE, 50740-540, Brasil

Resumo

Este artigo tem como objetivo avaliar e comparar os desempenhos das regiões brasileiras no que se refere ao gerenciamento de recurso público. Utilizamos o modelo de regressão beta inflacionado para explicar a eficiência administrativa dos municípios brasileiros por Região. Os resultados revelam que, com exceção da Região Norte, municípios mais urbanizados tendem a ser mais eficientes. Em contrapartida, ao contrário do esperado, os municípios das Regiões Sudeste e Nordeste que recebem mais de 10% da sua receita tributária a título de royalties e os municípios das Regiões Sudeste, Nordeste e Centro-oeste que participam de consórcios intermunicipais tendem a ser menos eficientes. O maior percentual de municípios plenamente eficientes encontra-se na Região Sudeste.

Palavras-chave: DEA, eficiência administrativa, modelo de regressão beta inflacionado.

Abstract

In this paper we model the administrative efficiencies of Brazilian municipalities grouped by regions. We use the inflated beta regression model, since the efficiency indices take values in the interval (0,1]. Fully efficient units have unit efficiency scores. Except for the North of Brazil, urban counties tend to be more efficient than non-urban ones. In the Northeast and Southeast regions, counties that receive royalties in excess of 10% of their total revenue tend to be less efficient than they would be otherwise. The same holds for counties in the Northeast, Southeast and Midwest regions that take part in intermunicipal consortia. The South east region has the highest proportion of fully efficient units.

Keywords: DEA, efficiency analysis, inflated beta regression.

*Autor correspondente: tarciana@de.ufpb.br.
Recebido: 21/01/2014 Revisado: 24/04/2014

1 Introdução

No Brasil, existem vários tipos de desigualdades sociais. Tais desigualdades não se limitam apenas a fatores como cor, posição social e raça, pois ainda convivemos com as desigualdades regionais, que se referem às desigualdades entre as regiões, entre estados e entre cidades. Cada região possui características distintas devido a vários fatores, como história, desenvolvimento, população e economia. Apesar de suscitar o estabelecimento de políticas e a criação de instituições governamentais voltadas especificamente para seu combate, as diferenças entre regiões permanecem em níveis elevados quaisquer que sejam os critérios de mensuração utilizados (Rocha, 1998). Por exemplo, segundo dados do IBGE, em 2008 o PIB per capita do Piauí, unidade mais pobre da federação, representou apenas 11.7% do calculado para o Distrito Federal e 22% daquele de São Paulo, os dois estados mais ricos do país. Um outro fato que evidencia essas disparidades regionais é o PIB per capita do Nordeste, que nunca atingiu a proporção de 50% do PIB per capita do país.

O desafio imposto pelas demandas sociais ascendentes, face à limitação de recursos, demonstra a importância da qualidade do gasto público e do cuidado pela melhor aplicação do mesmo. Um nítido problema econômico se refere à alocação de recursos governamentais de tal forma a tornar mais eficiente a prestação de serviços públicos (Sampaio de Souza e Stosic, 2005). Dessa forma, é de fundamental importância estabelecer critérios de eficiência que possam ser usados para avaliar a forma como os recursos públicos estão sendo gastos por governos locais. O conceito de eficiência refere-se ao uso de forma racional dos meios dos quais se dispõe para alcançar um objetivo previamente determinado. Ou seja, é a capacidade de alcançar as metas estabelecidas com o mínimo de recursos disponíveis e tempo. Eficiência do gasto público significa que o governo consegue transformar suas receitas em serviços prestados de forma a maximizar a provisão de tais serviços.

Existem várias abordagens que permitem mensurar esse desempenho. Dentre elas, destaca-se a abordagem não-paramétrica DEA ('Data Envelopment Analysis'), que atribui a cada unidade um valor representativo de seu desempenho relativo. Esses escores tipicamente variam entre 0 e 1, o limite superior correspondendo às unidades plenamente eficientes.

O nosso objetivo é avaliar as diferenças regionais no que se refere ao gerenciamento de recursos públicos e identificar, para cada região, os fatores que contribuem para que um município seja mais eficiente do que outro. Como a variável de interesse é limitada ao intervalo (0,1] os modelos lineares usuais não são mais adequados. É necessário o uso de modelos apropriados para situações

em que a variável resposta é do tipo taxa ou proporção. Nessa modelagem, utilizamos o modelo de regressão beta inflacionado proposto por Ospina e Ferrari (2012).

O presente artigo encontra-se dividido em cinco seções. A Seção 2 apresenta o modelo de regressão beta inflacionado. Uma breve descrição dos dados encontra-se na Seção 3. A análise de dados de eficiência administrativa municipal para as cinco regiões do Brasil é apresentada na Seção 4. Finalmente, algumas conclusões e comentários finais encontram-se na Seção 5.

2 O modelo de regressão beta inflacionado

Modelos de regressão são geralmente usados para analisar dados que estão relacionados a outras variáveis. Por exemplo, em avaliações de eficiência pode ser de interesse identificar quais fatores afetam a eficiência do gasto público municipal e quais são os seus efeitos sobre a melhoria da qualidade de vida nos municípios. A análise de regressão convencional, baseada em modelos com erros normais, é amplamente usada nestas aplicações. Entretanto, tal modelagem é inapropriada em situações em que a variável dependente é limitada, como por exemplo, quando desejamos modelar taxas e proporções. Uma vez que nestas situações a variável resposta é, em geral, restrita ao intervalo (0,1), os valores ajustados para a variável de interesse obtidos via modelagem clássica de regressão podem exceder os limites do intervalo. Uma solução bastante utilizada é transformar a variável dependente de forma que ela assuma valores na reta real. Entretanto, algumas desvantagens podem surgir quando se usa tal prática. Por exemplo, os parâmetros do modelo não são interpretáveis em termos da resposta original. Adicionalmente, as distribuições de taxas e proporções são tipicamente assimétricas e assim, inferências baseadas na suposição de normalidade podem conduzir a conclusões errôneas.

Modelos de regressão beta são comumente usados para modelar dados que assumem valores no intervalo unitário padrão (0,1), tais como taxas e proporções. Ferrari e Cribari-Neto (2004) propuseram uma classe de modelos de regressão beta em que a resposta média é relacionada a um preditor linear, que envolve covariáveis e parâmetros de regressão desconhecidos, através de uma função de ligação. O modelo também é indexado por um parâmetro de precisão e é baseado na suposição de que a variável dependente tem distribuição beta. Adicionalmente, o modelo é heteroscedástico e facilmente acomoda assimetrias que são características comumente observadas em dados que assumem valores no intervalo unitário padrão. Simas et al. (2010) propuseram uma variante do modelo de regressão beta que introduz não-linearidade e dispersão variável.

Em uma ampla variedade de problemas que envolvem taxas, frações e proporções, a variável de interesse pode conter zeros e/ou uns. Em se tratando de dados de eficiência, alguns municípios, denominados plenamente eficientes, possuem escore de eficiência igual a um. Nessas situações, a função de log-verossimilhança do modelo de regressão beta se torna ilimitada e não é adequado considerar que os dados provêm de uma distribuição absolutamente contínua. Ospina e Ferrari (2010) introduziram uma família de distribuições, conhecidas como distribuições beta inflacionadas, que são misturas de uma distribuição beta e uma distribuição de Bernoulli degenerada em zero e/ou um para permitir que os usuários modelem dados que assumem valores em $[0,1)$, $(0,1]$ ou $[0,1]$. Ospina e Ferrari (2012) introduziram uma classe de modelos de regressão beta inflacionados em que a resposta segue uma distribuição beta inflacionada. O modelo inclui um submodelo de regressão para a probabilidade de que a variável dependente é igual a um dos limites do intervalo.

Uma vez que dados de eficiência assumem valores no intervalo $(0,1]$ abordaremos apenas o modelo de regressão beta inflacionado em zero ou um. O modelo proposto faz parte da classe de modelos inflacionados em que a distribuição de probabilidade assumida para os dados é uma mistura entre uma variável distribuída de forma contínua no intervalo $(0,1)$ e uma distribuição degenerada concentrada no valor conhecido c , em que c é igual a 0 ou 1.

Sejam y_1, \dots, y_n variáveis aleatórias independentes, em que cada y_t , $t = 1, \dots, n$, segue a função de densidade (Ospina e Ferrari, 2010)

$$\text{bi}_c(y; \alpha_t, \mu_t, \phi_t) = \begin{cases} \alpha_t, & y = c, \\ (1 - \alpha_t)f(y; \mu_t, \phi_t), & y \in (0,1), \end{cases} \quad (1)$$

em que $0 < \alpha_t < 1$ é o parâmetro de mistura da distribuição dado por $\alpha_t = \Pr(y_t = c)$, $0 < \mu_t < 1$ é a média de y_t condicional em $y_t \in (0,1)$, $\phi_t > 0$ é o parâmetro de precisão e $f(y; \mu_t, \phi_t)$ é a função de densidade beta. Sob a parametrização de Ferrari e Cribari-Neto (2004), a densidade beta é dada por

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

em que $0 < y < 1$, $0 < \mu < 1$ e $\phi > 0$.

A densidade (1) é de uma variável aleatória beta inflacionada no ponto c , $c = 0$ ou $c = 1$. Se $c = 0$, a distribuição (1) é denominada distribuição beta inflacionada no ponto zero e escrevemos $y \sim \text{BEZI}(\alpha, \mu, \phi)$. Se $c = 1$, a distribuição (1) é denominada distribuição beta inflacionada no ponto um e escrevemos $y \sim \text{BEOI}(\alpha, \mu, \phi)$. Para esta distribuição, $\text{IE}(y_t) = \alpha_t c + (1 - \alpha_t) \mu_t$ e $\text{Var}(y_t) = (1 - \alpha_t) \mu_t (1 - \mu_t) / (\phi_t + 1) + \alpha_t (1 - \alpha_t) (c - \mu_t)^2$.

Ospina e Ferrari (2012) propuseram modelos de regressão beta inflacionado, os quais são extensões naturais do modelo de regressão beta introduzido por Ferrari e Cribari-Neto (2004). Os autores assumem que a distribuição da resposta é beta inflacionada. A parte contínua dos dados é modelada pela distribuição beta e a parte discreta, isto é, o ponto de massa, é modelada através de uma distribuição degenerada no valor conhecido c , em que c igual a zero ou um. O modelo de regressão beta inflacionado em c com dispersão variável é definido supondo que a média condicional de y_t , a massa de probabilidade em c e o parâmetro de precisão satisfazem às seguintes relações funcionais:

$$h(\alpha_t) = \sum_{i=1}^M z_{ti} \gamma_i = \zeta_t, \quad (2)$$

$$g(\mu_t) = \sum_{i=1}^m x_{ti} \beta_i = \eta_t, \quad (3)$$

$$b(\phi_t) = \sum_{i=1}^q s_{ti} \lambda_i = \kappa_t, \quad (4)$$

em que $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_M)^\top$, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_m)^\top$ e $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_q)^\top$ são vetores de parâmetros de regressão desconhecidos, tais que $\gamma \in \mathbb{R}^M$, $\beta \in \mathbb{R}^m$ e $\lambda \in \mathbb{R}^q$, x_{t1}, \dots, x_{tm} , z_{t1}, \dots, z_{tM} e s_{t1}, \dots, s_{tq} são observações de covariáveis conhecidas ($m + M + q < n$) que podem coincidir total ou parcialmente. As funções de ligação $h : (0,1) \rightarrow \mathbb{R}$, $g : (0,1) \rightarrow \mathbb{R}$ e $b : (0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$ são estritamente monótonas e duas vezes diferenciáveis. Entre as funções de ligação mais utilizadas para μ e α estão a função logit com $g(\mu) = \log(\mu/(1-\mu))$, a função de ligação probit com $g(\mu) = \Phi^{-1}(\mu)$, em que $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição normal padrão, a especificação log-log complementar com $g(\mu) = \log(-\log(1-\mu))$, a ligação log-log com $g(\mu) = -\log(-\log(\mu))$ e a função de ligação Cauchy com $g(\mu) = \tan(\pi(\mu - 0.5))$. Já para ϕ é possível utilizar a função logarítmica com $b(\phi) = \log(\phi)$ ou raiz quadrada com $b(\phi) = \sqrt{\phi}$.

A função de log-verossimilhança para o modelo de regressão beta inflacionado em c é da forma

$$\ell(\theta) = \ell_1(\gamma) + \ell_2(\beta, \lambda),$$

em que

$$\ell_1(\gamma) = \sum_{t=1}^n \ell_t(\alpha_t),$$

$$\ell_2(\beta, \lambda) = \sum_{t:y_t \in (0,1)} \ell_t(\mu_t, \phi_t),$$

sendo

$$\ell_t(\alpha_t) = \mathbb{1}_{\{c\}}(y_t) \log \alpha_t + (1 - \mathbb{1}_{\{c\}}(y_t)) \log(1 - \alpha_t),$$

$$\begin{aligned}\ell_t(\mu_t, \phi_t) = & \log \Gamma(\phi_t) - \log \Gamma(\mu_t \phi_t) - \log \Gamma((1 - \mu_t) \phi_t) \\ & + \{(1 - \mu_t) \phi_t - 1\} \log(1 - y_t) \\ & + (\mu_t \phi_t - 1) \log y_t,\end{aligned}$$

em que $\mathbb{1}_{\{c\}}(y)$ é uma função indicadora que assume valor 1 se $y = c$ e 0 caso contrário. Os parâmetros μ_t , α_t e ϕ_t são definidos como funções de γ , β e λ , através de (2), (3) e (4), ou seja, $\alpha_t = h^{-1}(\zeta_t)$, $\mu_t = g^{-1}(\eta_t)$ e $\phi_t = b^{-1}(\kappa_t)$. Temos que $\ell_1(\gamma)$ é a função de log-verossimilhança de um modelo linear generalizado com resposta binária e $\ell_2(\beta, \lambda)$ é a função de log-verossimilhança de um modelo de regressão beta em que a variável dependente é restrita ao intervalo aberto (0,1).

O vetor de parâmetros γ é ortogonal ao vetor de parâmetros $(\beta^\top, \lambda^\top)^\top$. Como consequência, os respectivos componentes do vetor escore são não-correlacionados e, assintoticamente, o estimador de máxima verossimilhança de γ é independente dos estimadores de máxima verossimilhança de β e λ . Tais estimadores não possuem forma fechada e devem ser obtidos numericamente pela maximização da função de log-verossimilhança usando um algoritmo de otimização não-linear, tal como um algoritmo de Newton ou um algoritmo quasi-Newton.

Dada a separabilidade dos vetores de parâmetros γ e $(\beta^\top, \lambda^\top)^\top$, é possível obter de forma independente as funções escore para γ e para $(\beta^\top, \lambda^\top)^\top$. As funções escore e uma expressão em forma fechada para a matriz de informação de Fisher para o modelo beta inflacionado com dispersão variável podem ser encontradas em Ospina e Ferrari (2012).

3 Descrição dos dados

A base de dados utilizada faz parte do trabalho desenvolvido por Sampaio de Souza et al. (2005), que estimaram índices de eficiência para municípios brasileiros utilizando, de forma combinada, o método bootstrap e o método de reamostragem jackknife para reduzir a influência de *outliers* e possíveis erros de medida no conjunto de dados. A abordagem utilizada pelos autores é a abordagem não-paramétrica DEA ('Data Envelopment Analysis'), que atribui a cada unidade um valor representativo de seu desempenho relativo. Esses escores variam entre 0 e 1, o limite superior correspondendo às unidades plenamente eficientes. Inspirados no trabalho de Farrel (1957), Charnes et al. (1978) assumiram rendimentos constantes de escala e introduziram o modelo DEA, conhecido como o modelo CCR. Banker et al. (1984) adotaram a suposição de rendimentos variáveis de escala e introduziram o modelo DEA conhecido como modelo BCC. Após o cálculo dos escores de eficiência, os autores utilizaram regressão linear e regressão quantílica para identificar os fatores que explicam a variabilidade dos escores de eficiência computados para os municípios

brasileiros.

Santos et al. (2007) refizeram a avaliação citada acima considerando a idade dos municípios como fator condicionante adicional. As avaliações foram realizadas a partir dos fundamentos teóricos das técnicas DEA, regressão clássica e regressão quantílica. Cribari-Neto e Pereira (2013) utilizaram modelos de regressão beta com efeitos espaciais para avaliar as eficiências administrativas dos municípios do estado de São Paulo. Uma comparação com os resultados obtidos para o Brasil como um todo também foi apresentada.

Neste trabalho, os escores de eficiência baseados no modelo DEA-CCR foram utilizados como variável dependente nos modelos de regressão. Os escores de eficiência computados pelo método DEA são denominados de eficiências brutas, ao passo que os escores de eficiência obtidos a partir dos modelos de regressão são denominados de eficiências estimadas. A base de dados utilizada contém 4755 municípios brasileiros subdivididos em 5 regiões. As informações referem-se ao ano de 2000. A Tabela 1 apresenta uma breve descrição das variáveis utilizadas. É importante esclarecer que *royalties* são uma compensação financeira decorrente da extração de recursos minerais e o Projeto Alvorada é um projeto do governo federal que busca criar condições necessárias para reduzir a pobreza e as desigualdades regionais do país.

A Tabela 2 apresenta algumas estatísticas descritivas das variáveis contínuas utilizadas: mínimo, máximo, mediana, média, percentual de municípios eficientes (p) e número de observações (n). É possível verificar (ver Tabela 2) que a Região Sudeste apresenta a maior eficiência média, 0.5594, ao passo que a Região Nordeste apresenta a menor, 0.5051. O município que apresentou o maior gasto com os servidores foi o município de São Paulo, na Região Sudeste. Por outro lado a cidade de Salto Veloso, no estado de Santa Catarina, na Região Sul, foi a que menos gastou com os servidores. Em Santa Tereza (RS), na Região Sul, não havia domicílios onde o chefe ganhava um salário mínimo ou menos. Por outro lado, o município de Nina Rodrigues (MA), na Região Nordeste, apresentou o maior percentual de domicílios, 62.93%, cujo chefe da família ganhava até um salário mínimo. O menor rendimento médio foi observado na Região Nordeste, no município de Cantanhede (MA). Nas regiões Centro-Oeste e Sul 50% dos municípios apresentaram rendimento médio acima de R\$ 505.40 e R\$ 534.00, respectivamente. Na Região Sul, o índice médio de atualização do cadastro predial observado foi de 0.8992. As regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram as menores densidades demográficas: 0.10 e 0.30, respectivamente. É importante citar que em Nova Ramada (RS) não há registro de população urbana. O menor percentual de municípios plenamente eficientes foi observado na Região Sul, 0.89%, ao passo que 3.26% dos

Tabela 1: Descrição das variáveis.

Variável	Definição
<i>EFIC</i>	Escores de eficiência calculados pelo método DEA (CCR)
<i>DESP</i>	Despesas com servidores do município (reais)
<i>SAL</i>	Percentual de domicílios cujo chefe ganha até um salário mínimo
<i>REND</i>	Rendimento médio dos trabalhadores
<i>CAD</i>	Índice de atualização do cadastro predial (informações do proprietário e moradia)
<i>DENS</i>	Densidade demográfica
<i>URB</i>	Percentual da população que vive na área urbana
<i>PFL</i>	1 se o prefeito do município é do partido político PFL e 0 caso contrário (c.c.)
<i>PMDB</i>	1 se o prefeito do município é do partido político PMDB e 0 (c.c.)
<i>PSDB</i>	1 se o prefeito do município é do partido político PSDB e 0 (c.c.)
<i>PT</i>	1 se o prefeito do município é do partido político PT e 0 (c.c.)
<i>PPS</i>	1 se o prefeito do município é do partido político PPS e 0 (c.c.)
<i>PPB</i>	1 se o prefeito do município é do partido político PPB e 0 (c.c.)
<i>PTB</i>	1 se o prefeito do município é do partido político PTB e 0 (c.c.)
<i>PDT</i>	1 se o prefeito do município é do partido político PDT e 0 (c.c.)
<i>PCI</i>	1 se o município participa de consórcios intermunicipais e 0 (c.c.)
<i>INFO</i>	1 se o município é informatizado e 0 (c.c.)
<i>PDCM</i>	1 se o conselho municipal tem poder de decisão e 0 (c.c.)
<i>ALVO</i>	1 se o município participa do Projeto Alvorada e 0 (c.c.)
<i>SECA</i>	1 se o município está localizado nas áreas do polígono da seca e 0 (c.c.)
<i>IDADE</i>	1 se a idade do município é menor ou igual a 8 anos e 0 (c.c.)
<i>CAP</i>	1 se o município é a capital do estado e 0 (c.c.)
<i>MT</i>	1 se o município é turístico e 0 (c.c.)
<i>ROY</i>	1 se o município recebe mais de 10% da sua receita tributária a título de <i>royalties</i> e 0 c.c.

municípios da Região Sudeste são plenamente eficientes.

No que se refere às variáveis do tipo *dummy*, isto é, aquelas que assumem o valor 1 se há a característica desejada e o valor 0 caso contrário, a Tabela 3 apresenta o número e o percentual de municípios com a característica desejada. Algumas conclusões podem ser extraídas da Tabela 3. Cerca de 23% dos municípios da Região Norte e 25% dos municípios da Região Nordeste tinham prefeitos filiados ao *PFL*, 23% dos municípios da Região Sudeste e 29% dos municípios da Região Sul tinham prefeitos filiados ao *PMDB* e 29% dos municípios da Região Centro-Oeste tinham prefeitos filiados ao *PSDB*. Aproximadamente 64% dos municípios da Região Sudeste participavam de consórcios intermunicipais, ao passo que na Região Norte esse número foi de apenas 12%, aproximadamente. É importante citar que 91% dos municípios da Região Sul estavam informatizados e em 50% dos municípios da mesma Região os conselhos municipais tinham poder de decisão. Na Região Nordeste, cerca de 95% dos municípios participavam do projeto Alvorada, por outro lado, na Região Sul, esse número era de aproximadamente 2%. Apenas 2 municípios da Região Sul pertenciam à Região do Polígono da Seca e cerca de 13% dos municípios da Região Centro-Oeste tinham, no máximo, oito anos de existência. Cerca de

11% dos municípios da Região Sudeste são considerados municípios turísticos e nenhum município da Região Centro-Oeste recebe mais de 10% da sua receita tributária a título de *royalties*.

4 Especificação dos modelos

Nesta seção apresentamos modelagens empíricas dos escores de eficiência administrativa das cinco regiões do Brasil. Nossa interesse reside em explicar a eficiência dos municípios brasileiros por região. O procedimento computacional foi desenvolvido utilizando o pacote GAMLSS “generalized additive models for location, scale and shape” (Stasinopoulos e Rigby, 2007) do software estatístico R (Kleiber e Zeileis, 2008; Cribari-Neto e Zeileis, 2010).

Na seleção das covariáveis utilizadas para explicar os escores de eficiência administrativa utilizamos o critério de seleção de modelo AIC (Akaike’s information criterion), que foi proposto por Akaike (1974).

Inicialmente, nosso interesse reside em determinar se a precisão é fixa, ou seja, se há ou não estrutura de regressão para o parâmetro de precisão. Para tanto, realizamos o teste da razão de verossimilhanças (Cribari-Neto e Pereira, 2013) em que a hipótese nula é H_0 :

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis contínuas.

Regiões	variáveis	mínimo	máximo	mediana	média	p (%)	n
Centro-Oeste	<i>EFIC</i>	0.1862	1.0000	0.4976	0.5266		
	<i>DESP</i>	503300	1.770×10^8	1.629×10^6	4.085×10^6		
	<i>SAL</i>	0.330	26.290	6.125	6.658		
	<i>REND</i>	264.90	2137.00	505.40	550.20	1.32	304
	<i>CAD</i>	0.5143	1.0000	0.9714	0.9253		
	<i>DENS</i>	0.30	1468.00	4.40	16.16		
Nordeste	<i>URB</i>	22.01	99.34	69.07	67.74		
	<i>EFIC</i>	0.09465	1.00000	0.48820	0.5051		
	<i>DESP</i>	92290	3.202×10^8	1.756×10^6	3.557×10^6		
	<i>SAL</i>	2.66	62.93	21.32	22.61		
	<i>REND</i>	114.80	1025.00	232.70	252.50	1.22	1556
	<i>CAD</i>	0.1714	1.0000	0.9714	0.9113		
Norte	<i>DENS</i>	1.00	6814.00	31.15	79.12		
	<i>URB</i>	6.70	100.00	48.64	50.29		
	<i>EFIC</i>	0.1601	1.0000	0.5014	0.5134		
	<i>DESP</i>	177000	2.334×10^8	1.713×10^6	4.458×10^6		
	<i>SAL</i>	1.48	36.77	11.52	12.33		
	<i>REND</i>	169.50	952.20	378.90	413.80	1.64	365
Sudeste	<i>CAD</i>	0.3714	1.0000	0.9714	0.9479		
	<i>DENS</i>	0.10	2053.00	3.70	18.63		
	<i>URB</i>	4.67	99.76	49.611	51.84		
	<i>EFIC</i>	0.1222	1.0000	0.5315	0.5554		
	<i>DESP</i>	3.963×10^3	1.800×10^9	2.070×10^6	1.055×10^7		
	<i>SAL</i>	0.160	48.730	3.040	5.535		
Sul	<i>REND</i>	166.20	2584.00	492.80	525.50	3.26	1411
	<i>CAD</i>	0.05714	1.00000	0.94290	0.90110		
	<i>DENS</i>	1.4	11610.0	30.2	152.0		
	<i>URB</i>	11.80	100.00	72.62	69.40		
	<i>EFIC</i>	0.1497	1.0000	0.4886	0.5056		
	<i>DESP</i>	916	4.006×10^8	1.605×10^6	4.607×10^6		
	<i>SAL</i>	0.000	29.450	4.970	6.585		
	<i>REND</i>	231.00	1618.00	534.00	554.10	0.89	1119
	<i>CAD</i>	0.0000	1.0000	0.9429	0.8992		
	<i>DENS</i>	2.20	3683.00	26.50	70.01		
	<i>URB</i>	0.00	100.00	54.43	55.26		

Tabela 3: Frequência das variáveis dummies.

Variáveis	Regiões				
	Centro-Oeste	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul
	Frequência (%)				
PFL	52 (17.10)	85 (23.29)	387 (24.87)	215 (15.24)	152 (13.58)
PMDB	71 (23.35)	65 (17.81)	304 (19.54)	330 (23.39)	319 (28.51)
PSDB	89 (29.28)	73 (20.00)	262 (16.84)	277 (19.63)	123 (10.99)
PT	14 (4.60)	17 (4.66)	18 (1.16)	65 (4.61)	53 (4.74)
PPS	26 (8.55)	2 (0.55)	49 (3.15)	47 (3.33)	16 (1.43)
PPB	20 (6.58)	49 (13.42)	130 (8.35)	81 (5.74)	256 (22.88)
PTB	6 (1.97)	27 (7.40)	105 (6.75)	127 (9.00)	71 (6.34)
PDT	11 (3.62)	16 (4.38)	39 (2.51)	86 (6.09)	98 (8.76)
PCI	89 (29.28)	44 (12.05)	196 (12.60)	902 (63.93)	645 (57.64)
INFO	219 (72.04)	159 (43.56)	656 (42.16)	1066 (75.55)	1024 (91.51)
PDCM	133 (43.75)	164 (44.93)	647 (41.58)	570 (40.40)	561 (50.13)
ALVO	27 (8.82)	193 (52.88)	1480 (95.12)	275 (19.49)	26 (2.32)
SECA	4 (1.32)	3 (0.82)	119 (71.91)	84 (5.95)	2 (0.18)
IDADE	41 (13.49)	119 (32.60)	198 (12.72)	186 (13.18)	263 (23.50)
CAP	3 (0.99)	7 (1.92)	9 (0.58)	4 (0.28)	3 (0.27)
MT	16 (5.26)	16 (4.38)	66 (4.24)	159 (11.27)	93 (8.31)
ROY	0 (0.00)	4 (1.10)	298 (19.15)	124 (8.79)	48 (4.29)

$\phi_1 = \dots = \phi_n = \phi$, ou seja, testamos a hipótese de que a precisão é constante. Rejeitamos, para cada região, a hipótese nula aos níveis usuais de significância, ou seja, podemos concluir que a precisão é variável para os modelos de regressão beta inflacionados ajustados para as cinco regiões do Brasil. Sendo assim, além de modelar a média condicional e a massa de probabilidade em um, há a necessidade de modelar a precisão.

As Tabelas 4 a 8 apresentam os coeficientes estimados, erros-padrão e *p*-valores dos cinco modelos selecionados para as regiões Sul, Sudeste, Norte, Nordeste e Centro-Oeste, respectivamente. É importante destacar que as funções de ligação utilizadas para os modelos de regressão beta inflacionados foram logit, logit e log para média condicional, massa de probabilidade em um e precisão, respectivamente, exceto para o modelo selecionado para Região Norte, que utilizou função de ligação da média condicional cloglog.

Vale ressaltar aqui que realizamos o teste de especificação RESET (Ramsey, 1969; Pereira e Cribari-Neto, 2013) para os modelos de regressão beta inflacionados selecionados para as cinco regiões do Brasil. A hipótese nula é de que o modelo estimado está bem especificado e a hipótese alternativa é de que ele está mal especificado. A má especificação do modelo pode ser decorrente de variável regressora omitida, não linearidade negligenciada ou forma distribucional errada. Aplicamos o teste RESET aos cinco modelos selecionados e concluímos que a especificação correta do modelo não é rejeitada aos níveis usuais de significância. O teste RESET foi realizado

utilizando o quadrado do preditor linear estimado como variável de teste.

Com a finalidade de avaliar a adequabilidade do modelo, consideraremos o pseudo- R^2 de McFadden (1974), que é uma medida baseada no logaritmo da função de verossimilhança. O pseudo- R^2 , PR^2 , é dado por

$$PR^2 = 1 - \frac{\hat{I}_N}{\hat{I}_F},$$

em que \hat{I}_F é a log-verossimilhança maximizada do modelo ajustado e \hat{I}_N é a log-verossimilhança maximizada do modelo nulo, que é o modelo sem a estrutura de regressão.

Através da análise dos coeficientes estimados para o modelo selecionado da Região Sul (ver Tabela 4) é possível verificar que as covariáveis *DENS*, *URB* e *PDCM* influenciam positivamente a eficiência dos municípios, ou seja, podemos concluir que os municípios com maiores densidades demográficas, mais urbanizados e os que o conselho municipal tem poder de decisão tendem a ser mais eficientes, ao passo que as covariáveis *SAL* e *REND* exercem efeito negativo sobre a eficiência administrativa. Isto é, quanto maior o percentual de chefes de família que ganham até um salário mínimo e o rendimento médio dos trabalhadores, menor a eficiência média do município. Em relação à estrutura de regressão para a massa de probabilidade em um, temos que apenas a covariável percentual de domicílios cujo chefe ganha até um salário mínimo foi selecionada. Considerando a estrutura de regressão para o parâmetro de

Tabela 4: Estimativas dos parâmetros do modelo beta inflacionado com dispersão variável usando os escores de eficiência para os dados referentes à Região Sul.

Modelo para μ			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	-0.4374	0.0953	$< 4 \times 10^{-6}$
SAL	-0.0102	0.0036	$< 4 \times 10^{-3}$
REND	-0.0005	0.0010	$< 3 \times 10^{-7}$
DENS	0.0004	0.0009	$< 3 \times 10^{-5}$
URB	0.0137	0.0008	$< 8 \times 10^{-9}$
PDCM	0.0673	0.0308	0.0294
Modelo para α			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	-3.0862	0.5443	$< 2 \times 10^{-8}$
SAL	-0.4451	0.1892	0.0188
Modelo para ϕ			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	2.7115	0.4055	$< 3 \times 10^{-9}$
SAL	0.0501	0.0107	$< 3 \times 10^{-6}$
REND	0.0015	0.0003	$< 2 \times 10^{-6}$
CAD	-0.7596	0.3395	$< 2 \times 10^{-4}$
URB	-0.0082	0.0022	$< 2 \times 10^{-4}$
IDADE	-0.2386	0.1086	0.0228
MT	-0.6667	0.1598	$< 3 \times 10^{-5}$

precisão, temos que à medida que as covariáveis *SAL* e *REND* aumentam, a precisão também aumenta. Ou seja, os municípios que apresentam maiores rendimentos médios dos trabalhadores tendem a apresentar respostas mais precisas. Em contrapartida, as covariáveis *URB*, *MT*, *IDADE* e *CAD* exercem efeito negativo, ou seja, os municípios com maiores percentuais de população urbana, turísticos, com idade menor ou igual a oito anos e com maiores índices de cadastro predial tendem a apresentar respostas menos precisas. O pseudo- R^2 obtido no modelo selecionado para Região Sul foi de 0.43. Suspeita-se que os baixos valores para o pseudo- R^2 possam ser devidos ao grande número de observações, bem como à grande heterogeneidade existente nos dados. Vale ressaltar aqui que dos 1119 municípios avaliados na Região Sul, apenas 10 foram considerados plenamente eficientes, ou seja, menos de 1% dos municípios têm eficiência plena.

Com o intuito de verificar possíveis afastamentos das suposições feitas para o modelo, a Figura 1 apresenta os gráficos dos resíduos quantis aleatorizados versus os índices das observações e também o gráfico da probabilidade normal com envelopes simulados. O modelo de regressão parece estar bem ajustado. Há apenas três resíduos fora do intervalo (-3, 3); tais resíduos corres-

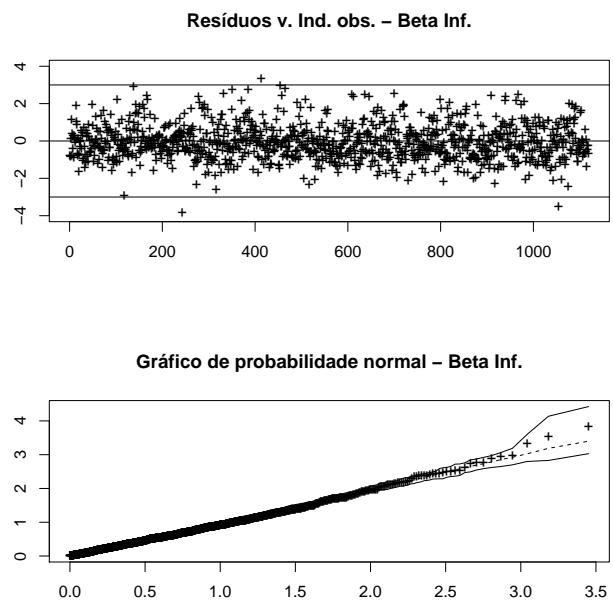


Figura 1: Gráfico dos resíduos quantis aleatorizados versus os índices das observações e gráfico da probabilidade normal com envelopes simulados - Região Sul.

pondem aos municípios de Áurea, Salto Veloso e Paraíso do Norte que pertencem aos Estados de Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná, respectivamente. Adicionalmente, notamos que uma vez que os resíduos, em geral, permanecem dentro das bandas de confiança dos envelopes simulados, não há indícios de afastamento da suposição de que o modelo de regressão beta inflacionado fornece uma boa representação para os dados.

As covariáveis selecionadas para a estrutura de regressão da média condicional, massa de probabilidade em um e precisão para Região Sudeste estão apresentadas na Tabela 5. É possível verificar que as covariáveis *INFO*, *PDCM*, *DENS* e *URB* influenciam positivamente os escores de eficiência na Região Sudeste. Era esperado que os municípios informatizados e também aqueles em que o conselho municipal tem poder de decisão tendam a ser mais eficientes, contudo as covariáveis *PDT*, *PCI*, *MT* e *ROY* influenciam negativamente a eficiência administrativa do município. É importante destacar aqui que os municípios do Sudeste que recebem royalties tendem a apresentar menores graus de eficiência. Este fato exige um pouco de atenção dado que esta receita adicional deveria ser canalizada em prol de uma melhor qualidade de vida induzida pelo acesso aos serviços públicos. Contudo, o recebimento de *royalties* gera gastos indevidos e, por consequência, despesas inefficientes. Adicionalmente, o fato do município ser turístico não o torna mais eficiente. Esta variável deve receber mais atenção dos administradores municipais,

Tabela 5: Estimativas dos parâmetros do modelo beta inflacionado com dispersão variável usando os escores de eficiência para os dados referentes à Região Sudeste.

Modelo para μ			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	-0.5389	0.0729	$< 2 \times 10^{-9}$
DENS	0.0002	0.0003	$< 1 \times 10^{-6}$
URB	0.0109	0.0009	$< 1 \times 10^{-9}$
PDT	-0.1865	0.0734	0.0111
PCI	-0.2123	0.0421	$< 5 \times 10^{-7}$
INFO	0.1507	0.0404	$< 2 \times 10^{-4}$
PDCM	0.1050	0.0359	0.0035
MT	-0.2045	0.0669	0.0022
ROY	-0.4606	0.0754	$< 1 \times 10^{-9}$
Modelo para α			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	-5.5610	0.7198	$< 2 \times 10^{-9}$
DESP	1×10^{-8}	8×10^{-9}	0.0347
URB	0.0283	0.0088	0.0014
Modelo para ϕ			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	3.0492	0.3123	$< 7 \times 10^{-9}$
CAD	-0.5489	0.2845	0.0539
URB	-0.0088	0.0019	$< 2 \times 10^{-6}$
PCI	0.4715	0.0799	$< 4 \times 10^{-9}$
PMDB	-0.1619	0.0848	0.0565
IDADE	-0.2343	0.1110	0.0350

uma vez que pode ser um fonte geradora de recursos, que bem aplicados podem tornar o turismo uma variável significativamente positiva na prestação de serviços à população. No que se refere à modelagem do parâmetro α , as variáveis *DESP* e *URB* foram selecionadas e exercem efeito positivo. Em relação à estrutura de regressão para o parâmetro de precisão, assim como foi apresentado no caso anterior (Região Sul, Tabela 4), à medida que os valores das covariáveis *URB* e *IDADE* diminuem, a precisão aumenta; em contrapartida, a covariável *PCI* exerce efeito positivo na estrutura de regressão para precisão, ou seja, municípios que participam de consórcios intermunicipais tendem a apresentar respostas menos dispersas. O pseudo- R^2 foi 0.53. É importante destacar que na Região Sudeste foi registrado o maior percentual de eficiência plena (3.26%).

O modelo de regressão beta inflacionado selecionado para explicar a eficiência administrativa na Região Sudeste parece estar bem ajustado, dado que os resíduos permanecem dentro das bandas de confiança dos envelopes simulados; ver Figura 2. Como pode ser visto no gráfico dos resíduos quantis aleatorizados, há ape-

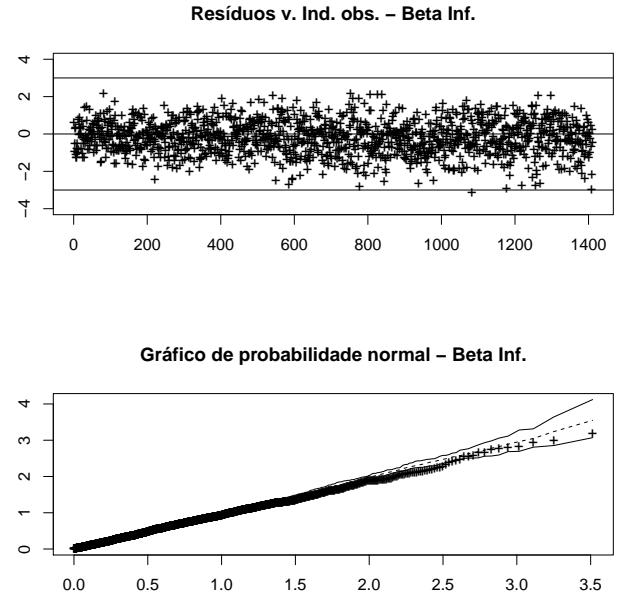


Figura 2: Gráfico dos resíduos quantis aleatorizados versus os índices das observações e gráfico da probabilidade normal com envelopes simulados - Região Sudeste.

nas um resíduo que se encontra fora do intervalo de (-3,3); tal resíduo é correspondente ao município de Corumbataí, que pertence ao Estado de São Paulo.

Em relação ao modelo selecionado para explicar a eficiência administrativa na Região Norte (ver Tabela 6), notamos que as covariáveis *DESP*, *DENS* e *INFO* influenciam positivamente a eficiência administrativa dos municípios, ou seja, os municípios com maiores despesas com servidores, com maiores densidades demográficas e os informatizados tendem a ser mais eficientes, contudo, os municípios em que os prefeitos são filiados ao PFL, PMDB, PT e PPS e os municípios mais novos, que apresentam idade menor ou igual a oito anos, tendem a ser menos eficientes. Este fato reforça a ideia de que a falta de estrutura administrativa e de experiência em gestão pública contribui para a ineficiência dos municípios nessa região. É importante destacar que a função de ligação utilizada na estrutura de regressão da média condicional foi a cloglog, diferentemente dos modelos selecionados para as demais regiões. Através do critério de seleção AIC, nove variáveis foram selecionadas para estrutura de regressão da precisão, das quais apenas uma variável exerce influência negativa (*MT*), ou seja, os municípios considerados turísticos tendem a apresentar respostas menos precisas. Quatro variáveis foram selecionadas para estrutura de regressão da massa de probabilidade em um e todas elas exercem influência positiva. Dentre elas destacam-se as variáveis *PTB* e *PFL*, que indicam que os prefeitos são filiados ao PTB

Tabela 6: Estimativas dos parâmetros do modelo beta inflacionado com dispersão variável usando os escores de eficiência para os dados referentes à Região Norte.

Modelo para μ			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	-0.2387	0.0425	$< 3 \times 10^{-8}$
DESP	5×10^{-9}	1.984×10^{-9}	$< 8 \times 10^{-9}$
DENS	0.0007	0.0006	$< 2 \times 10^{-9}$
PFL	-0.1412	0.0558	0.0118
PMDB	-0.1248	0.0562	0.0271
PT	-0.2681	0.0790	0.0008
PPS	-0.3992	0.1468	0.0067
INFO	0.1181	0.0448	0.0088
IDADE	-0.3018	0.0512	$< 8 \times 10^{-9}$
Modelo para α			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	-6.1946	1.2122	$< 5 \times 10^{-7}$
DENS	0.0034	0.0011	0.0026
PFL	2.5285	1.2951	0.0517
PTB	2.6624	1.5589	0.0885
MT	2.4021	1.0157	0.0186
Modelo para ϕ			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	0.9848	0.1911	$< 4 \times 10^{-7}$
DESP	8×10^{-8}	4×10^{-9}	$< 2 \times 10^{-9}$
SAL	0.0412	0.0012	0.0004
PT	1.2820	0.3540	0.0003
INFO	0.36511	0.1516	0.0166
PFL	0.7145	0.1774	$< 5 \times 10^{-6}$
PMDB	0.5468	0.1938	0.0050
PPS	2.9160	0.9912	0.0035
MT	-3.1220	0.4124	$< 3 \times 10^{-9}$
ROY	2.0630	0.7765	0.0082

e PFL, respectivamente. O valor do pseudo- R^2 foi de 0.56. O percentual de municípios plenamente eficientes é baixo, um pouco mais do que 1%. Conforme mostra a Figura 3, o modelo de regressão parece estar bem ajustado. Há apenas dois resíduos fora do intervalo $(-3, 3)$, que correspondem aos municípios de Alto Alegre e Almeirim, que pertencem aos Estados de Roraima e Pará, respectivamente.

Através da análise dos coeficientes estimados para o modelo selecionado (ver Tabela 7) para a Região Nordeste é possível verificar que as covariáveis *REND*, *INFO*, *PDCM* e *URB* influenciam positivamente a eficiência administrativa. Em contrapartida, há algumas variáveis que influenciam negativamente a eficiência administrativa, entre elas podemos destacar: municípios em que o prefeito é filiado ao PMDB e os municípios que estão

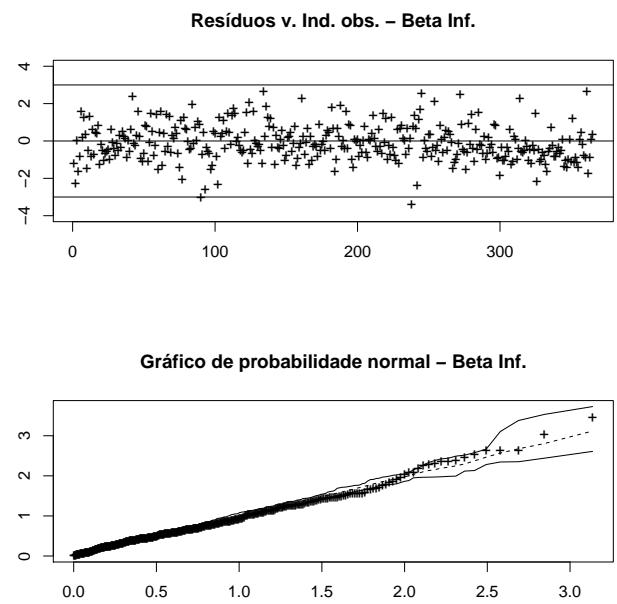


Figura 3: Gráfico dos resíduos quantis aleatorizados versus os índices das observações e gráfico da probabilidade normal com envelopes simulados - Região Norte.

localizados no polígono da seca tendem a ser menos eficientes. Novamente as variáveis *ROY* e *PCI*, que deveriam contribuir para o aumento da eficiência, têm efeito negativo. Em relação à estrutura de regressão da precisão, municípios que se localizam no polígono da seca, municípios que são capitais do estado e os informatizados tendem a apresentar respostas mais precisas. Em contrapartida, para a estrutura de regressão da massa de probabilidade em um, o fato do município receber mais de 10% da sua receita tributária em *royalties* influencia negativamente a probabilidade do município ser plenamente eficiente, ao passo que as covariáveis *URB*, *INFO* e *IDADE* exercem influência positiva. O pseudo- R^2 obtido foi de apenas 0.31. Vale ressaltar aqui que vários modelos foram selecionados para Região Nordeste, contudo nenhum deles apresentou pseudo- R^2 superior a 0.31. Uma das possíveis justificativas é baseada na heterogeneidade presente nos dados. De acordo com a Figura 5, podemos observar que há resíduos que se encontram fora das bandas de confiança dos envelopes simulados. Contudo não há fortes indícios de afastamento da suposição de que o modelo de regressão beta inflacionado estimado é adequado para os dados. Adicionalmente, podemos observar ainda que há exatamente nove resíduos fora do intervalo de $(-3, 3)$, o que corresponde a menos de 1% do total de municípios. Esses resíduos correspondem a quatro municípios da Bahia, três do Maranhão, um de Alagoas e o outro pertence ao estado de Pernambuco.

Tabela 7: Estimativas dos parâmetros do modelo beta inflacionado com dispersão variável usando os escores de eficiência para os dados referentes à Região Nordeste

Modelo para μ			
Variáveis	Estimativa	Erro padrão	p-valor
INTERC	0.0759	0.1499	0.6127
REND	0.0016	0.0003	$< 1 \times 10^{-5}$
CAD	-0.4768	0.1224	0.0001
URB	0.0024	0.0010	0.0181
PMDB	-0.0847	0.0355	0.0174
PCI	-0.1488	0.0418	0.0004
PDCM	0.08321	0.0290	0.0042
INFO	0.1365	0.0294	$< 3 \times 10^{-6}$
SECA	-0.2201	0.0361	$< 1 \times 10^{-9}$
IDADE	-0.2051	0.0491	$< 3 \times 10^{-5}$
ROY	-0.2115	0.0375	$< 2 \times 10^{-8}$
Modelo para α			
Variáveis	Estimativa	Erro padrão	p-valor
INTERC	-9.5325	1.1088	$< 1 \times 10^{-7}$
INFO	1.0049	0.5685	0.0773
URB	0.0713	0.0136	$< 1 \times 10^{-6}$
IDADE	1.6522	0.6398	0.0099
ROY	-2.0388	1.0431	0.0508
Modelo para ϕ			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	3.1278	0.1445	$< 7 \times 10^{-9}$
REND	-0.0022	0.0004	$< 5 \times 10^{-6}$
URB	-0.0054	0.0021	0.0117
PPB	-0.2118	0.1283	0.0992
PDCM	-0.1886	0.0723	0.0092
INFO	0.1870	0.0741	0.0117
SECA	0.3453	0.0811	$< 2 \times 10^{-5}$
IDADE	-0.3882	0.1114	0.0005
CAP	1.6097	0.5669	0.0046

Por fim, no modelo selecionado para Região Centro-Oeste (Tabela 8), é possível verificar que as covariáveis *REND*, *PCI* e *ALVO* influenciam negativamente a eficiência administrativa, ao contrário das covariáveis *URB* e *INFO*, ou seja, os municípios mais urbanizados e informatizados tendem a ser mais eficientes na Região Centro-Oeste. É importante destacar que participação no Projeto Alvorada não acarreta uma melhoria da prestação de serviços públicos à sociedade. Este fato merece atenção uma vez que o referido projeto foi criado para dar condições para reduzir a pobreza e as desigualdades regionais. Em relação à estrutura de regressão para o parâmetro de precisão, à medida que os valores das covariáveis *ALVO* e *REND* aumentam, a precisão tende a aumentar, ou seja, os municípios que participam do

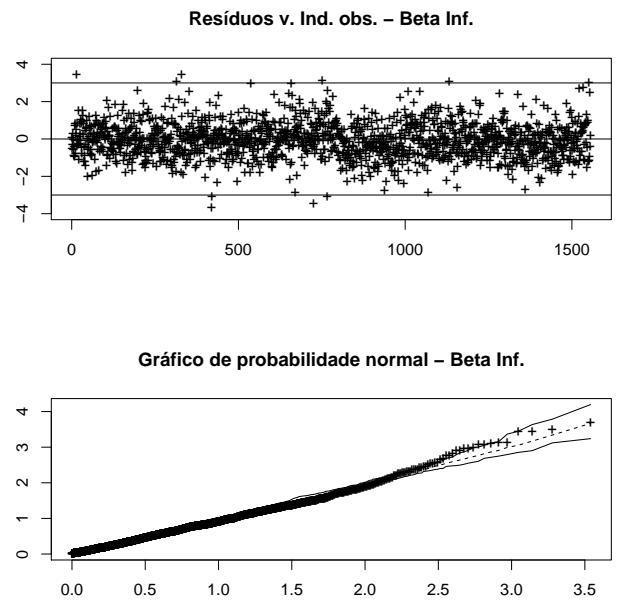


Figura 4: Gráfico dos resíduos quantis aleatorizados versus os índices das observações e gráfico da probabilidade normal com envelopes simulados - Região Nordeste.

Projeto Alvorada e também aqueles com maiores rendimentos médios dos trabalhadores tendem a apresentar respostas menos dispersas. Apenas a covariável *PCI* foi selecionada para estrutura de regressão da massa de probabilidade em um: os municípios que participam de consórcios intermunicipais tendem a ter maior probabilidade de ser plenamente eficientes.

O modelo de regressão selecionado para Região Centro-Oeste parece estar bem ajustado, uma vez que os resíduos, em geral, permanecem dentro das bandas de confiança dos envelopes simulados. Não há fortes indícios de afastamento da suposição de que o modelo de regressão beta inflacionado estimado é adequado para os dados (Ver Figura 5).

Os modelos selecionados para as diferentes regiões do Brasil conduzem a algumas conclusões relevantes. Há algumas semelhanças que merecem ser relatadas. Através dos modelos selecionados, observamos que, com exceção da Região Norte, municípios mais urbanizados tendem a ser mais eficientes. Municípios informatizados (regiões sudeste, nordeste e centro-oeste) e também aqueles com maiores densidades demográficas (regiões Sul, Norte e Sudeste) tendem a administrar melhor os seus gastos. Vale ressaltar que a participação dos municípios em consórcios, ao contrário do esperado, diminui a eficiência do município, como é possível observar para as regiões Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste. Adicionalmente, é importante destacar que, assim como a variável *PCI*, o recebimento de *royalties* influencia a eficiência

Tabela 8: Estimativas dos parâmetros do modelo beta inflacionado - Região Centro-Oeste

Modelo para μ			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	-0.6587	0.1673	0.0001
REND	-0.0007	0.0001	$< 2 \times 10^{-7}$
URB	0.0149	0.0022	$< 2 \times 10^{-9}$
PCI	-0.1325	0.0814	0.1045
INFO	0.3153	0.0842	0.0002
ALVO	-0.2841	0.0967	0.0036
Modelo para α			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	p-valor
INTERC	-5.366	1.002	$< 1 \times 10^{-7}$
PCI	2.010	1.162	0.084
Modelo para ϕ			
Variáveis	Estimativa	Erro padrão	p-valor
INTERC	2.344	0.415	$< 3 \times 10^{-8}$
DESP	-1×10^{-8}	5×10^{-9}	0.0082
REND	0.0016	0.0004	0.0001
URB	-0.0137	0.0055	0.0129
ALVO	0.9585	0.2894	0.0010
IDADE	-0.9902	0.2482	$< 8 \times 10^{-5}$

administrativa negativamente, provocando uma diminuição na eficiência dos municípios nas regiões Sudeste e Nordeste. Esses fatos merecem atenção dado que estas variáveis deveriam contribuir para uma melhoria da qualidade de vida dos municípios, induzida pelo acesso aos serviços públicos. Nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste, municípios cujos conselhos municipais têm poder de decisão tendem a administrar melhor os seus recursos. Adicionalmente, municípios mais novos e também aqueles cujos prefeitos são filiados ao PMDB tendem a ser menos eficientes nas regiões Norte e Nordeste. No que se refere à estrutura de regressão para o parâmetro de mistura, o fato do município ser urbanizado tende a aumentar a probabilidade de eficiência plena nas regiões Sudeste e Nordeste. Ainda em relação às semelhanças entre os modelos selecionados para as diferentes regiões, podemos destacar: municípios com maiores percentuais de população urbana e com idade menor ou igual a oito anos tendem a apresentar respostas menos precisas. Essa conclusão não se aplica ao modelo selecionado para a Região Norte. Adicionalmente, municípios turísticos tendem a apresentar respostas menos precisas nas regiões Sul e Norte, ao passo que a variável SAL aponta efeitos em direção oposta sobre as eficiências nas regiões Sul e Norte, como pode ser observado nas Tabelas 4 e 6.

Algumas diferenças entre as regiões foram encontradas. Nas regiões Sul e Centro-Oeste o rendimento médio

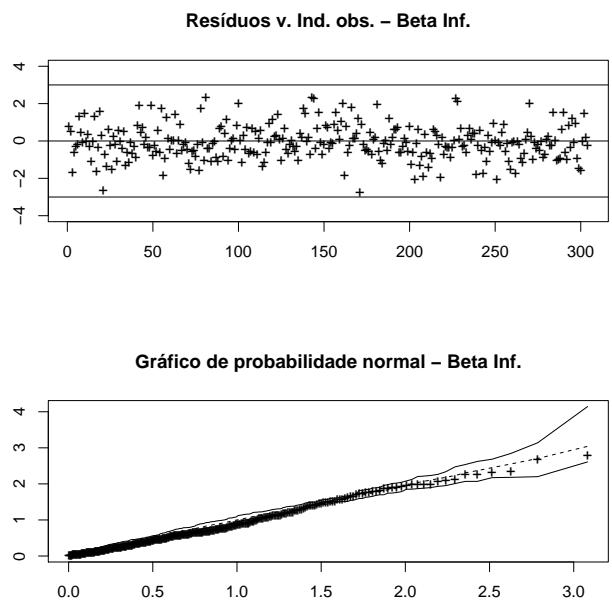


Figura 5: Gráfico dos resíduos quantis aleatorizados versus os índices das observações e gráfico da probabilidade normal com envelopes simulados - Região Centro-Oeste.

dos trabalhadores influencia negativamente a eficiência administrativa. Ou seja, municípios mais pobres, com menor renda média dos trabalhadores, tendem a administrar melhor os seus recursos ao passo que na Região Nordeste o rendimento médio exerce efeito oposto. Isto é, quanto maior o rendimento médio dos trabalhadores, maior a eficiência administrativa. Vale notar que esse efeito inexiste nas regiões Norte e Sudeste. Na Região Norte, quatro das variáveis significativas para explicar a eficiência média são relacionadas aos partidos políticos. A filiação do prefeito ao PMDB tende a gerar respostas mais precisas na Região Norte, o que não ocorre na Região Sudeste, onde o efeito é negativo. Municípios com maiores rendimentos médios tendem a apresentar respostas mais precisas nas regiões Sul e Centro-Oeste, diferentemente da Região Nordeste, onde municípios com maiores rendimentos médios tendem a apresentar respostas menos precisas. No que se refere à probabilidade do município ser plenamente eficiente, na Região Norte, o submodelo para α também apresenta variáveis indicadoras dos partidos políticos. A variável ALVO, que indica se o município participa do projeto Alvorada, só foi significativa para a Região Centro-Oeste.

Notamos ainda que o maior pseudo- R^2 foi obtido no ajuste do modelo de regressão beta inflacionado considerando os dados da Região Norte, seguido das regiões Sudeste e Sul. Adicionalmente, é relevante destacar que o maior percentual de municípios plenamente eficientes encontra-se na Região Sudeste (3.26%), seguido das

regiões Norte (1.64%), Centro-Oeste (1.31%), Nordeste (1.22%) e Sul (0.89 %), nesta ordem.

5 Conclusões

Neste artigo avaliamos as diferenças regionais no que se refere ao gerenciamento de recursos públicos e identificamos possíveis fatores que influenciam para que um município seja mais eficiente do que outro em cada região. Neste enfoque, utilizamos o modelo de regressão beta inflacionado, dado que a variável resposta pertence a intervalo (0,1].

O menor percentual de municípios plenamente eficientes foi registrado na Região Sul. Este percentual é menor do que 1%. No ajuste do modelo de regressão beta inflacionado obtido para esta região, observamos que o percentual de domicílios cujo chefe ganha até um salário mínimo influencia negativamente a eficiência média dos municípios e a probabilidade de eficiência plena. Por outro lado, na Região Sudeste há o maior percentual de municípios plenamente eficientes, 3.26%. O modelo de regressão ajustado para esta região revelou que municípios mais urbanizados e também aqueles que têm maiores despesas com servidores possuem maior chance de serem plenamente eficientes. Adicionalmente, o fato do município participar de consórcios municipais e de receber mais de 10% da sua receita tributária a título de *royalties* diminui a eficiência média do município. As regiões Nordeste, Centro-Oeste e Norte apresentam percentuais de municípios plenamente eficientes semelhantes. Os percentuais são 1.22%, 1.31% e 1.64%, respectivamente. Em relação à Região Nordeste, observamos que os municípios mais urbanizados e também os informatizados tendem a ser mais eficientes enquanto que aqueles que participam de consórcios intermunicipais, que têm idade menor ou igual a oito anos e, por fim, os que recebem mais de 10% da sua receita tributária a título de *royalties* tendem a ser menos eficientes. Os municípios do Centro-Oeste que tendem a ser menos eficientes apresentam as seguintes características: participam de consórcios intermunicipais, participam do Projeto Alvorada, não são informatizados, são menos urbanizados e possuem trabalhadores com maiores rendimentos médios. Adicionalmente, constatamos que o fato do município participar de consórcios intermunicipais influencia positivamente a probabilidade do município ser plenamente eficiente. A partir do modelo selecionado para explicar a eficiência administrativa na Região Norte, observamos que os municípios com maiores despesas com servidores, com maiores densidades demográficas e os informatizados tendem a ser mais eficientes. Em contraste, os municípios em que os prefeitos são filiados ao PFL, PMDB, PT e PPS e os municípios que apresentam idade menor ou igual a oito anos tendem

a apresentar menor eficiência administrativa. É importante citar que este modelo incluiu o maior número de variáveis relacionadas aos partidos políticos.

Observamos, em algumas regiões, que municípios que recebem *royalties*, participam de consórcios municipais, são turísticos e fazem parte do Projeto Alvorada tendem a apresentar menores graus de eficiência. Este fato exige atenção, dado que estas variáveis deveriam contribuir para o aumento da eficiência administrativa municipal.

Agradecimentos

FCN agradece ao apoio financeiro do CNPq.

Referências

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723.
- Banker, R., Charnes, A., Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, 30, 1078–1092.
- Charnes, A., Cooper, W. W., Rhodes, E. (1978). Measuring efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 1, 429–444.
- Cribari-Neto, F., Pereira, T. L. (2013). Avaliação da eficiência de administrações municipais no estado de São Paulo: uma nova abordagem via modelos de regressão beta. *Revista Brasileira de Biometria*, 31(31), 270–294.
- Cribari-Neto, F., Zeileis, A. (2010). Beta regression in R. *Journal of Statistical Software*, 34(2), 1–24.
- Farrel, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, 120, 253–281.
- Ferrari, S. L. P., Cribari-Neto, F. (2004). Beta regression for modelling rates and proportions. *Journal of Applied Statistics*, 31, 799–815.
- Kleiber, C., Zeileis, A. (2008). *Applied Econometrics with R*. Springer-Verlag, New York, URL <http://CRAN.R-project.org/package=AER>.
- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. *Frontiers in Econometrics*, 1, 105–142, in P. Zarembka (ed.), Academic Press: New York.
- Ospina, R., Ferrari, S. L. P. (2010). Inflated beta distributions. *Statistical Papers*, 51, 111–126.

- Ospina, R., Ferrari, S. L. P. (2012). A general class of zero-or-one inflated beta regression models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 56, 1609–1623.
- Pereira, T. L., Cribari-Neto, F. (2013). Detecting model misspecification in inflated beta regressions. *Communications in Statistics: Simulation and Computation*, 43, 631–656.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 31, 350–371.
- Rocha, S. (1998). *Desigualdade regional e pobreza no Brasil: A evolução - 1981/95*. Texto para discussão número 567 - IPEA, Brasília, URL http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0567.pdf.
- Sampaio de Souza, M., Stosic, B. (2005). Technical efficiency of the brazilian municipalities: correcting nonparametric frontier measurements for outliers. *Journal of Productivity Analysis*, 24, 267–281.
- Sampaio de Souza, M. C., Cribari-Neto, F., Stosic, B. D. (2005). Explaining dea technical efficiency scores in an outlier corrected environment: the case of public services in brazilian municipalities. *Brazilian Review of Econometrics*, 25, 289–315.
- Santos, F. C. B., Cribari-Neto, F., Sampaio de Souza, M. C. (2007). Uma avaliação da eficiência do gasto público municipal no brasil. *Revista Brasileira de Estatística*, 68, 7–55.
- Simas, A. B., Barreto-Souza, W., Rocha, A. V. (2010). Improved estimators for a general class of beta regression models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 54, 348–366.
- Stasinopoulos, D. M., Rigby, R. A. (2007). Generalized additive models for location scale and shape (GAMLSS) in R. *Journal of Statistical Software*, 23(7), 1–46.