

---

## A ESTRANHA DISTRIBUIÇÃO DA POPULAÇÃO DOS PEQUENOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS\*

### The strange distribution of the population of small municipalities in Brazil

**Leonardo Monteiro Monasterio**

Economista pela Universidade Federal do Rio de Janeiro - UFRJ (1992). Mestrado em Economia pela UFRGS (1995) e doutorado em Desenvolvimento Econômico pela UFPR (2002), com estágio sanduíche na University of Cambridge. Foi professor visitante na University of London (2006-2007). Atualmente é professor da Universidade Católica de Brasília (UCB-DF) e pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) SBS Q. 01 Ed. BNDES sala 712. BRASÍLIA, DF. CEP: 70.076-900. leonardo.monasterio@ipea.gov.br

---

**Resumo:** os dados populacionais dos pequenos municípios brasileiros foram influenciados pelas faixas discretas do critério de repartição do Fundo de Participação dos Municípios (FPM). O trabalho aplica o teste de manipulação de variável em regressões com descontinuidade (McCrary, 2008) aos dados de população municipal brasileiros. Revela-se que a distorção ocorreu em outros censos e contagens populacionais e tem se tornado mais grave com o passar do tempo. A técnica utilizada pode auxiliar na identificação de fraude ou manipulação em outras pesquisas com dados demográficos.

**Palavras-chave:** FPM; Censo Demográfico 2010; transferências verticais.

JEL: H7

---

### 1 Introdução

Este trabalho argumenta que a distribuição da população dos municípios brasileiros no Censo Demográfico 2010, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foi distorcida pelos critérios de distribuição da cota-parte do Fundo de Participação dos Municípios (FPM). Há uma concentração inesperada de municípios com populações próximas das mudanças de faixa de recebimento de tal transferência. O trabalho estima o número de municípios e os valores mal alocados, comparando a distribuição observada com uma livre da distorção identificada.

Para os municípios abaixo de 142.633 habitantes, a cota-parte do FPM baseia-se na população como único critério de distribuição (Brasil, 2012b). O mais grave, contudo, é que as dezessete classes populacionais deste fundo são discretas. Surge, assim, incentivo para que as prefeituras tenham suas populações superestimadas. Especialmente nas cidades pequenas, com base tributária limitada e dependentes do FPM, são consideráveis os incentivos financeiros para que as prefeituras busquem enquadramento na faixa superior.

Litschig (2012) identificou sinais de manipulação das estimativas das populações dos municípios

**Abstract:** the distribution criterion of the Municipal Participation Fund (Fundo de Participação dos Municípios) has biased the population data for small Brazilian municipalities. The paper applies the test for manipulation of the running variable in discontinuity regression (McCrary, 2008) to Brazilian municipalities' data. It shows that previous censuses suffered the same distortion and it is getting worse. The technique employed in the paper can help identify fraud or manipulation in other demographic data.

**Keywords:** FPM; 2010 Census; vertical fiscal transfers.

brasileiros, em 1991, por motivo idêntico ao indicado neste estudo. Ele encontrou evidências que os desvios estavam associados às características da competição política e dos partidos no governo municipal. Contudo, o autor identifica tais sinais por intermédio da comparação das estimativas anuais calculadas pelo IBGE com os dados do Censo Demográfico 1991. Ou seja, ele considera – ao menos implicitamente – que o dado censitário é fidedigno. Por sua vez, este trabalho argumenta que há algo suspeito já nas informações do censo.

Os problemas acarretados pelas regras de repartição do FPM são conhecidos.<sup>1</sup> Shikida (1998), por exemplo, revelou como essa transferência incentivou o movimento de emancipação municipal após a Constituição Federal de 1988 (CF/88). Já Gomes e MacDowell (2000) indicaram que o FPM reduz a eficiência da economia como um todo e também, por vezes, privilegia os pequenos municípios ricos.

Este trabalho contribui para a literatura ao destacar e estimar mais uma distorção criada pelos critérios de repartição do FPM. Em termos meto-

---

\* O autor agradece Rogério Boueri Miranda, Acir Almeida, Lucas Mation, Rafael Pereira e Marly Matias Silva pelas sugestões e correções. Os erros são de responsabilidade do autor.

1 Para a evolução legal do FPM e de seus montantes, ver Gasparini e Miranda (2006).

dológicos, o estudo também contribui por utilizar o teste de McCrary (2008) para identificar distorções em dados censitários. A ferramenta, criada para identificar manipulação em situações que permitem a aplicação das técnicas de regressão com descontinuidade, permite que as “quebras” na distribuição da população municipal nas mudanças de faixas do FPM sejam testadas.

O foco do trabalho são os municípios até 50 mil habitantes. Nesta categoria, estão enquadrados 3.655 municípios e vivem mais 63 milhões de brasileiros (IBGE, 2011). O limite foi escolhido porque, conforme será revelado adiante, nesta faixa se concentram os maiores incentivos para superestimar a população municipal.

## 2 Os critérios de distribuição do FPM

O FPM de transferência foi criado em 1965 e a origem de seus fundos são o Imposto de Renda (IR) e o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI).<sup>2</sup> Apesar de alguns revezes durante os anos 1960 e até meados dos 1970, a tendência foi o aumento da parcela destes impostos destinada a este fundo. No início, o valor era de 10%, e atualmente o FPM recebe 23,5% da arrecadação.<sup>3</sup> Obviamente, o valor repartido tem crescido continuamente: em 2001, US\$ 13,5 bilhões foram transferidos; em 2010, o valor chegou a US\$ 23,9 bilhões – a preços de dezembro de 2010 (STN, 2012a).<sup>4</sup>

Os critérios de distribuição do FPM dividem os municípios em três categorias: municípios das capitais (recebem 10% do total do fundo); classe reserva, para aqueles com mais de 142.633 habitantes (recebem 3,6% do total); e os demais, chamados de “classe interior”, que auferem 86,4% do total. Este estudo trata apenas dos municípios desta última classe, os quais ganharam mais de US\$ 11,1 bilhões em 2010 – em valores da época.

Em cada estado, os critérios de repartição dos municípios da classe interior são os mesmos desde 1981 (STN, 2012b). A população municipal é a única variável considerada, e as faixas estão reproduzidas na tabela 1 e representadas no gráfico 1.

2 Para análises abrangentes e históricas do FPM, ver Gasparini e Melo (2004) ou Gasparini e Miranda (2006).

3 Incluindo-se os 20% dos recursos destinados ao Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais de Educação (FUNDEB).

4 Para fins de ilustração, usou-se a taxa de câmbio US\$1=R\$1,8 que vigorava em 2010.

**Tabela 1 - Coeficientes de distribuição do FPM**

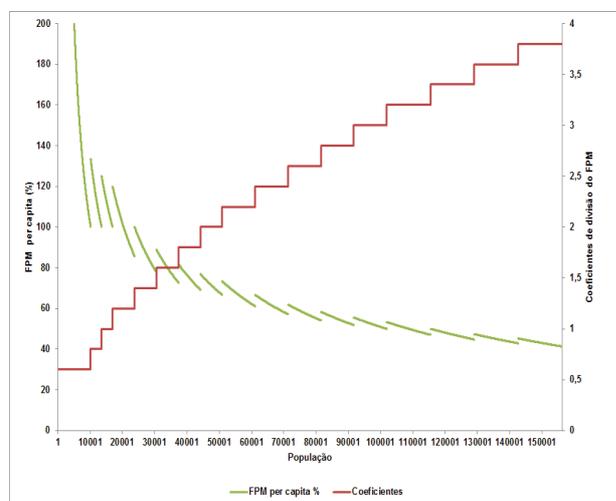
Número	População	Coeficientes	Acréscimo em relação à faixa anterior (%)
1	Até 10.188	0,6	
2	De 10.189 até 13.584	0,8	33,3
3	De 13.585 até 16.980	1,0	25,0
4	De 16.981 até 23.772	1,2	20,0
5	De 23.773 até 30.564	1,4	16,7
6	De 30.565 até 37.356	1,6	14,3
7	De 37.357 até 44.148	1,8	12,5
8	De 44.149 até 50.940	2,0	11,1
9	De 50.941 até 61.128	2,2	10,0
10	De 61.129 até 71.316	2,4	9,1
11	De 71.317 até 81.504	2,6	8,3
12	De 81.505 até 91.692	2,8	7,7
13	De 91.693 até 101.880	3,0	7,1
14	De 101.881 até 115.464	3,2	6,7
15	De 115.465 até 129.048	3,4	6,2
16	De 129.049 até 142.632	3,6	5,9
17	De 142.633 até 156.216	3,8	5,6
18	Acima de 156.217	4,0	5,3

Fonte: STN (2012b).

Uma questão que já foi devidamente investigada por outros autores é que tais critérios foram responsáveis pelo intenso movimento de criação de municípios após a CF/88 e os primeiros anos da década de 1990 (Shikida, 1998). Há um valor mínimo do coeficiente de 0,6 para os municípios da primeira faixa, por menor que seja sua população. Assim, um município com, por exemplo, 10 mil habitantes, se fosse dividido faria com que os dois novos dobrassem suas participações no FPM.<sup>5</sup> O viés a favor dos pequenos municípios esclarece-se no gráfico 1, na linha decrescente do FPM *per capita* em relação aos níveis superiores de população municipal.

5 Ao longo da década de 1990, alterações legais reduziram os incentivos e as facilidades para a emancipação municipal.

**Gráfico 1 - Coeficientes de distribuição do FPM e do FPM *per capita* em relação à população**



Fonte: Mation, Miranda e Boueri (2012).

Obs: comparações de valores per capita entre municípios de uma Unidade Federativa (UF), definindo-se como 100% o valor recebido por um município com 10.188 habitantes.

Este estudo estima os efeitos da descontinuidade das faixas, ressaltada na última coluna da tabela 1. O caso mais extremo é a passagem da primeira faixa para a segunda. Um município que tenha 10.188 moradores e ganhe apenas mais um residente teria acréscimo de 33% no valor recebido no fundo. Nas outras transições de faixa, os ganhos ainda são consideráveis, sendo que o ganho mínimo – na última faixa – é por volta de 5%. Assim, são claros os incentivos para que as prefeituras se esforcem para subir de faixa populacional. Os “saltos” na distribuição também são claros no gráfico 1.

### 3 A distribuição anômala da população municipal

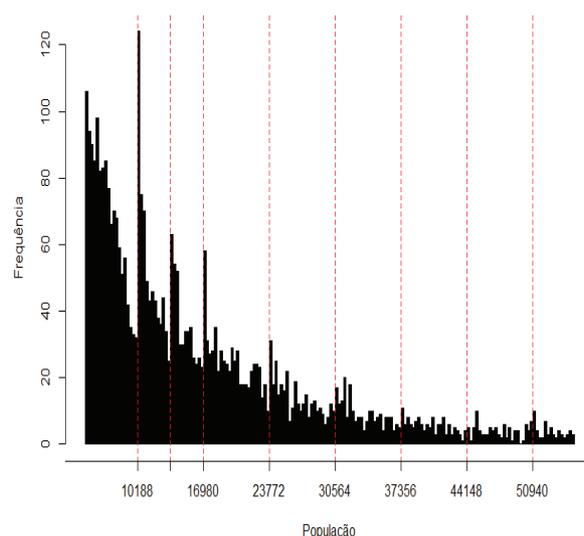
No estudo das estruturas urbanas, a lei de Zipf (1949) sugere a existência de distribuição aproximada da relação entre o número de municípios e sua população. Esperam-se pequeno número de municípios com grande população e grande número de pequenos municípios.<sup>6</sup> Ou seja, a relação entre o número de municípios em cada faixa populacional deveria ser decrescente para as classes mais

<sup>6</sup> Lei de Zipf indica que a relação entre os logaritmos do número de ordem das cidades (da maior para a menor) e os do número de habitantes pode ser aproximada por linha reta com inclinação igual a -1. Para testes empíricos da lei de Zipf, ver, por exemplo, Soo (2002) ou Monasterio (2004).

populosas.

O gráfico 2 apresenta o histograma da população dos municípios brasileiros. O perfil desta distribuição é incomum em dados de unidades políticas subnacionais, com picos destacados em certas classes. Um observador desavisado poderia supor que se trata de sistema urbano à moda de Christaller,<sup>7</sup> em que hierarquia urbana bem definida implicaria o acúmulo de municípios em certas faixas. As linhas verticais tracejadas representam as faixas do FPM e indicam que os picos do histograma coincidem com as mudanças de tais classes. Até mesmo visualmente, há sinais de anormalidade na distribuição dos municípios.

**Gráfico 2 - Histograma da população do Censo Demográfico 2010: primeira divulgação**



Fonte: IBGE (2011) e cálculos do autor.

Obs.: As mudanças de faixa do FPM estão indicadas pelas linhas pontilhadas. O tamanho das classes do histograma (bin) é igual a 283 habitantes.

O IBGE oferece às prefeituras a oportunidade de solicitarem, com base em evidências, revisões dos números preliminares obtidos no censo. É de esperar, portanto, que os municípios que estivessem um pouco aquém do limite das faixas, sejam os que solicitariam o retorno dos recenseadores (ANON, 2012b). Este fato, por si só, geraria a anormalidade indicada, mas, neste caso, poder-se-ia

<sup>7</sup> Os manuais de economia regional – ver, por exemplo, Cruz *et al.* (2011) – apresentam a teoria do lugar central de Christaller.

afirmar que seria a correção de problema anterior. No caso do Censo Demográfico 2010, optou-se por utilizar os dados da primeira divulgação do censo para identificar apenas o esforço inicial dos municípios de mudarem de faixa, e não aquele decorrente da troca de faixa por recurso administrativo ao instituto.

Em princípio, existem três grupos de explicações possíveis para o fenômeno indicado. Na primeira, os municípios realmente têm o número de residentes, talvez por terem criado incentivos para a atração de migrantes até que o limite fosse ultrapassado. Neste caso, trata-se de distorção, mas não se configura qualquer ilegalidade.

Uma segunda possibilidade é que os municípios tenham de fato a população, mas, atentos à ameaça de perdas, mobilizem esta para as visitas dos recenseadores. Outras notícias de jornais locais alertam para o risco de o município perder recursos do FPM e conclamam os moradores a entrarem em contato com o IBGE caso não tenham sido recenseados (ANON, 2012c).

No terceiro grupo, estariam as fraudes deliberadas dos censos populacionais. Notícias jornalísticas indicam que o IBGE e a Polícia Federal identificaram diversos casos (Luiz, 2009; Anon, 2012a). No atual momento da pesquisa, sem informações adicionais, é impossível determinar qual a fonte da distorção mais relevante.

Este estudo não pretende macular o ótimo trabalho que o IBGE sempre prestou em prover dados demográficos de qualidade, nem sugerir que este foi cúmplice de possíveis desvios. Muito pelo contrário; tem-se ciência da qualidade de controles e críticas dos dados que o instituto realiza. Tanto isto é verdade que os desvios, conforme será visto adiante, ocorreram em pequena parcela dos pequenos municípios brasileiros.

## 4 A identificação de manipulação nos censos recentes brasileiros

### 4.1 A metodologia de McCrary

McCrary (2008) propõe uma forma de testar a manipulação na variável de alocação de tratamento em situações não experimentais que buscam avaliar o efeito de políticas. O objetivo do autor é fornecer um teste para verificar se os objetos dos experimentos, por conhecerem quais são os critérios de alocação entre controle e tratamento, se esforçaram para permanecer aquém ou além do ponto de descontinuidade. No exemplo sugerido por Im-

bens e Lemieux (2008), se certa idade  $c$  determina os que serão tratados ou não – e o critério é público –, seria suspeito observar um pequeno número de indivíduos imediatamente antes de  $c$  e um número inesperado logo após  $c$  – ou vice-versa. Neste caso, a estratégia de identificação em desenhos de regressão descontínua estaria ameaçada.

O procedimento proposto por McCrary (2008) testa a hipótese nula de continuidade da densidade da variável de alocação contra a hipótese de quebra no ponto de corte. O primeiro passo inclui a construção de um histograma da variável suspeita de manipulação. As categorias do histograma ( $b$ ) devem ser tais que o ponto de descontinuidade permaneça no limite entre duas classes. O segundo passo trata-se de uma suavização deste histograma, usando-se uma regressão linear local ponderada (LOWESS – em inglês, *locally weighted scatterplot smoothing*). Regride-se o número de observações em cada uma das categorias do histograma sobre os pontos médios das categorias do histograma. Esta regressão local é realizada em separado para os pontos à esquerda e à direita do ponto suspeito. O parâmetro de interesse  $\theta$  é a diferença entre as alturas destas curvas resultantes do LOWESS no ponto suspeito. McCrary (2008) contribui demonstrando como calcular o erro padrão do  $\theta$  estimado, o que permite testar hipóteses sobre a manipulação da variável de controle.

$$\hat{\theta} \equiv \hat{f}^+ - \hat{f}^-$$

$$= \ln \left\{ \sum_{X_j > c} K \left( \frac{X_j - c}{h} \right) \frac{S_{n,2}^+ - S_{n,1}^+(X_j - c)}{S_{n,2}^+ S_{n,0}^+ - (S_{n,1}^+)^2} Y_j \right\} - \ln \left\{ \sum_{X_j < c} K \left( \frac{X_j - c}{h} \right) \frac{S_{n,2}^- - S_{n,1}^-(X_j - c)}{S_{n,2}^- S_{n,0}^- - (S_{n,1}^-)^2} Y_j \right\} \quad (1)$$

Em que

$$S_{n,k}^+ = \sum_{X_j > c} K \left( \frac{X_j - c}{h} \right) (X_j - c)^k$$

$$S_{n,k}^- = \sum_{X_j < c} K \left( \frac{X_j - c}{h} \right) (X_j - c)^k$$

$X_j$  e  $Y_j$  são coordenadas  $X$  e  $Y$  do histograma da primeira etapa;

$c$  é o ponto suspeito de descontinuidade; e

$h$  é *bandwidth* do kernel.

$$K(t) = \max\{0, 1 - |t|\}, t < 1.$$

McCrary (2008) demonstra que a estimativa de  $\theta$  é consistente, assintoticamente normal, bem como fornece seu erro padrão. A escolha do tamanho das categorias do histograma ( $b$ ) e do *bandwidth* ( $h$ ) é responsabilidade do pesquisador, mas o autor apresenta regras de bolso que podem servir de orientação.

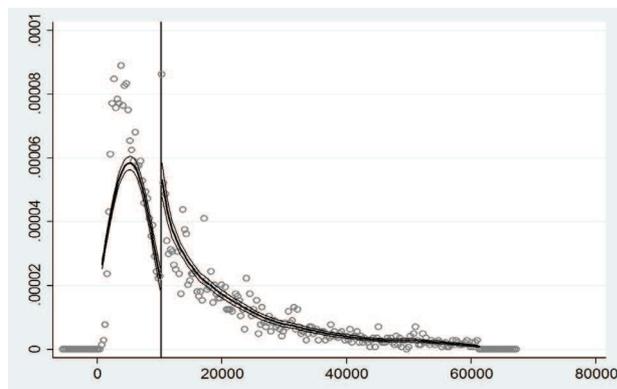
## 4.2 Aplicação do teste de manipulação aos censos recentes brasileiros

O gráfico 3 apresenta a aplicação do LOWESS recomendado por McCrary (2008) no histograma do gráfico 1, o qual foi baseado nos dados de população municipal da primeira divulgação do Censo Demográfico 2010. Testou-se se houve manipulação nas proximidades do limite de 10.188 habitantes, a primeira mudança de faixa do FPM.

Foi utilizado valor do tamanho das classes do histograma (*b*) igual a 283, pois se trata de número primo, divisor de todos os pontos de mudança de faixa do FPM. Já para o valor do *bandwidth* (*h*), utilizou-se o procedimento automático sugerido por McCrary (2008, : 705, passo 2).<sup>8</sup>

A inspeção visual esclarece a descontinuidade no ponto  $c = 10.188$ . O valor de  $\theta$  estimado de 1,18, indicando-se elevada log de descontinuidade de 118% e desvio padrão de 0.10. Com isto, rejeita-se a hipótese nula de ausência de manipulação da variável no ponto suspeito.

**Gráfico 3 - Suavização com LOWESS com  $c = 10.188$  (primeira faixa do FPM) para a primeira divulgação do Censo Demográfico 2010**



Fonte: IBGE (2011).

Obs.: Consultar texto para os procedimentos de estimação.

A tabela 2 demonstra o resultado da aplicação do procedimento a outros dados censitários e aos oito primeiros pontos de mudança de faixa do FPM. As informações do Censo Demográfico 1970

foram utilizadas como placebo. Se houvesse sinais de manipulação, o procedimento seria questionável, pois naquele ano os valores do FPM eram mais baixos e, mais importante, as mudanças de faixa eram distintas (LITSCHIG, 2012). Em todas as outras faixas, não há sinais de manipulação.

A partir de 1991, os valores de beta estimado tendem a ser mais elevados, o que indica que a manipulação seria mais intensa com o passar do tempo. Isto é o que se esperaria, tendo-se em vista o aumento dos valores transferidos pelo FPM e, quiçá, o aprendizado dos envolvidos.

Em 2007, analisaram-se os dados publicados no *Diário Oficial da União* (DOU) em outubro e os que foram enviados ao Tribunal de Contas da União (TCU) em novembro desse ano. Já na primeira divulgação, havia sinais de manipulação em seis das oito faixas. Na divulgação subsequente, todas as descontinuidades foram mais elevadas e estatisticamente significativas.

O Censo Demográfico 2010 mostra sinais de manipulação idênticos ao da contagem populacional de 2007. Isto é, na primeira divulgação, a hipótese de ausência de manipulação não foi mais rejeitada em certas faixas mais populosas estudadas. Já na terceira divulgação, nos dados enviados para o TCU, as evidências sugerem descontinuidades em todas as mudanças de faixa. Vale notar também que quase<sup>9</sup> todos os valores de  $\theta$  para o Censo de 2010 foram os maiores estimados em todo o estudo.

<sup>8</sup> Optou-se também por limitar a análise aos municípios com população inferior a 61.128 – ou seja, o limite superior da nona faixa. O procedimento foi realizado no *software* Stata mediante rotina fornecida pelo próprio McCrary (2008).

<sup>9</sup> As exceções foram a segunda, a quarta e a sétima faixas dos dados enviados ao TCU em 2007, nos quais o valor de  $\theta$  estimado foi maior que na terceira divulgação do Censo Demográfico 2010.

**Tabela 2 - Síntese dos resultados do teste de manipulação da população dos censos e das contagens populacionais selecionados**

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
1970	-0.18 (0.10)	0.09 (0.11)	0.10 (0.12)	0.17 (0.16)	0.32 (0.20)	0.42 (0.26)	0.09 (0.40)	0.67 (0.48)
1991	0.29 (0.09)	0.19* (0.11)	0.45 (0.13)	0.13 (0.15)	0.47** (0.21)	0.62** (0.25)	0.21 (0.32)	0.01 (0.38)
1996	0.32*** (0.09)	(0.02) (0.10)	0.32*** (0.12)	0.22 (0.15)	0.16 (0.18)	0.55** (0.24)	(0.27) (0.32)	0.09 (0.35)
2000	0.46*** (0.10)	0.19* (0.10)	0.38*** (0.12)	0.54*** (0.12)	0.26 (0.18)	0.17 (0.22)	0.04 (0.29)	0.67* (0.37)
2007	0.73*** (0.10)	0.42*** (0.11)	0.40*** (0.12)	0.49*** (0.15)	0.29 (0.18)	0.60** (0.24)	0.43 (0.31)	0.92** (0.39)
DOU								
2007 TCU	0.84*** (0.10)	0.47*** (0.11)	0.49*** (0.12)	0.70*** (0.16)	0.59*** (0.19)	0.81*** (0.25)	0.95*** (0.34)	1.26*** (0.41)
2010	0.97*** (0.10)	0.34*** (0.10)	0.43*** (0.12)	0.41*** (0.15)	0.60*** (0.19)	0.46* (0.25)	0.29 (0.29)	0.31 (0.28)
I div								
2010	1.18 *** (0.11)	0.42*** (0.10)	0.59*** (0.12)	0.63*** (0.15)	1.36*** (0.24)	0.91*** (0.27)	0.65*** (0.31)	1.33*** (0.37)
III div								

Fonte: cálculos do autor, baseado em IBGE (2008) e Ipea (2012).

Notes: erros padrão entre parênteses. \*\*\* significância a 1%, \*\* significante a 5%, significante a 10%.

## 5 Estimativa da distorção nas transferências

O objetivo desta seção é estimar o contrafactual: qual seria a distribuição da população caso não houvesse a distorção indicada? A estimativa do número “anormal” de municípios foi realizada em dois passos – muito simples – que partem da seguinte especificação:

$$\ln(\text{POP}_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \beta_3 X_i^3 + \beta_4 X_i^4 + \text{PD} + P \quad (2)$$

Em que:

$X_i$  é *rank* do município  $i$ ;

$\text{POP}_i$  é a população residente no município  $i$  de acordo com a  $I$  divulgação do censo, e;

$D$  é o conjunto de variáveis *dummy* que tomam o valor 1 quando a população municipal está em uma banda de  $\pm 2,5\%$  de cada um dos pontos de corte da tabela 1.<sup>10</sup>

A utilização de polinômio do quarto grau não é teórica e busca apenas alcançar ajustamento

adequado às observações. A equação (2) foi estimada por mínimos quadrados ordinários, mas os  $\beta$  da regressão (1) não são de interesse no momento. Assim, o primeiro passo da estimativa foi utilizar a especificação, com *dummies* para as faixas, para filtrar tais efeitos. Os resultados da regressão constam da tabela 3.

As variáveis de interesse são as *dummies* para os limites das faixas: todas foram estatisticamente significativas, exceto a referente à quinta *dummy* e à sexta, com sinal trocado. Em linhas gerais, o resultado corrobora a hipótese de que há algo anômalo ocorrendo nas vizinhanças das mudanças de faixa.

<sup>10</sup> O valor é arbitrário. Foram testados outros tamanhos razoáveis de banda, inclusive com valores absolutos, e os resultados não foram substantivamente distintos.

Tabela 3 - Variável dependente: log da população municipal (2010)

	Coeficiente estimado
Intercepto	8.5e+02 (0.075)
rank_pop	0.045 (0.00029)
rank_pop^2	1.4e-05 (3.3e-07)
rank_pop^3	-9.0e-09 (1.4e-10)
rank_pop^4	1.7e-12 (1.9e-14)
dummy faixa 1	2.6 (0.079)
dummy faixa 2	0.74 (0.092)
dummy faixa 3	1.3 (0.088)
dummy faixa 4	0.48 (0.11)
dummy faixa 5	0.22 (0.11)
dummy faixa 6	-0.72 (0.14)
dummy faixa 7	1.7 (0.17)
dummy faixa 8	4.8 (0.9)

Fonte: Cálculos do autor com base em IBGE (2011).

R<sup>2</sup>: 1 n=3.656

Obs.: Desvios padrão entre parênteses. Os valores da variável dependente foram multiplicados por 100 para que os coeficientes estimados fossem legíveis.

O segundo passo envolve utilizar os coeficientes  $\beta$  estimados na regressão (2) para estimar os valores previstos de cada população para cada  $rank_i$ , mas desta vez sem as *dummies* para as mudanças de faixa, na forma da equação (3). Assim, obtém-se o contrafactual do número de municípios em cada faixa caso o FPM não influencie o tamanho municipal. Os resultados constam da tabela 4.

$$POP_i^{Estimada} = e^{\beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \beta_3 X_i^3 + \beta_4 X_i^4} \quad (3)$$

Tabela 4 - Número de municípios previstos e observados por faixas do FPM até 50 mil habitantes (2010)

Observado	Previsto							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	1.248	-	-	-	-	-	-	-
2	85	542	-	-	-	-	-	-
3	-	30	401	-	-	-	-	-
4	-	-	40	548	-	-	-	-
5	-	-	-	15	315	-	-	-
6	-	-	-	-	7	209	3	-
7	-	-	-	-	-	-	132	-
8	-	-	-	-	-	-	15	61

Fonte: cálculos do autor.

De acordo com a tabela 4, 85 municípios que foram observados na faixa 2 deveriam estar na categoria 1. Ainda de acordo com o procedimento, 192 municípios menores abaixo de 50 mil habitantes estariam mal classificados.

Falta estimar o valor total da distorção indicada. O valor do FPM para cada município específico varia não apenas com a faixa populacional, mas também de acordo com a Unidade Federativa (UF). Tomando-se o caso dos menores municípios em 2010, os valores anuais transferidos do FPM-Interior variaram entre cerca de US\$ 1,7 milhões (Mato Grosso) e US\$ 3,9 milhões (Roraima) (STN, 2012a). A mediana dos valores por UF é de US\$ 2,1 milhões. Como se sabe quanto ganha o município mediano na primeira faixa (coeficiente de 0,6), é trivial calcular o ganho absoluto de cada prefeitura em passar para uma faixa superior (acréscimo de 0,2 no coeficiente): aproximadamente US\$ 0,69 milhão, em 2010.

Multiplicando-se o número de municípios mal alocados pelo valor médio do ganho em mudar de faixa, tem-se uma distorção total estimada de US\$ 132 milhões para os municípios estudados neste trabalho. A partir de uma abordagem à moda da *Public Choice*, o retângulo de Tullock (1967) envolvido nesta distorção implicaria que tal valor seria dissipado em atividades de *rent seeking*. Além de ser um valor considerável por si, deve-se notar que se trata de uma distorção que se manifesta todos os anos.

## 6 Conclusão

Este trabalho indica algo suspeito nos dados de população nos menores municípios brasileiros dos censos brasileiros mais recentes. As evidências foram corroboradas com a aplicação inédita do teste proposto por McCrary (2008). O procedimento indicou que as anomalias na distribuição já ocorreram em outros censos e que o fenômeno tem se tornado mais grave.

Os sinais de manipulação coincidiram com as mudanças de faixa dos coeficientes municipais em vigor para a distribuição do FPM. Ao que parece, algumas prefeituras, estimuladas pelos consideráveis ganhos em mudar de classe da cota-parte do FPM, conseguiram aumentar sua população recenseada. Note-se também que o grau da distorção está, em geral, associado aos ganhos marginais *per capita*: quanto maior o ganho potencial com a mudança de faixa, maior a distorção na distribuição.

Para os municípios abaixo de 50 mil habitantes, estimou-se que 192 dos 3.656 estão em faixa populacional diferente da prevista. Isto foi realizado por meio da comparação de distribuição contrafactual – isto é, sem as faixas do FPM – com a observada. Em termos monetários, calculou-se que o somatório destas distorções em municípios seria por volta de US\$ 132 milhões por ano.

Mais uma vez, ressalta-se que de forma alguma se questiona a excelência do trabalho do IBGE. Todos reconhecem que a instituição tem uma qualidade ímpar em suas pesquisas e, em especial, nos censos populacionais. Na verdade, foi por apreciar o ótimo trabalho executado no Censo Demográfico que se considerou relevante destacar as distorções que um sistema de transferências mal elaborado pode gerar. Enfim, se há alguma culpa na distorção identificada, esta está na estrutura de transferências constitucionais, a qual está bem distante do ideal.

Por fim, um alerta: usar as faixas do FPM, em décadas recentes, para análises do tipo Regression Discontinuity Design (RDD) é questionável. Afinal, o teste de McCrary (2008) indica que houve manipulação nos censos e contagens populacionais, ao menos a partir de 1996. Agregar censos ou alterar o tamanho *bins* de tal teste pode até levar a que se ocultem os sinais de manipulação da população estimada. Mesmo assim, a hipótese de exogeneidade entre receber ou não o tratamento- isto é, estar de um ou outro lado da quebra- é quebrada e as inferências obtidas a partir de estratégias RDD ficam comprometidas.

## Referências

BOMBA: IBGE investiga suspeita de fraude em recenseamento no município de Centro do Guilherme. **Jornal Pequeno**, 8 nov. 2010. Blog do John Cutrim – Política. Disponível em: <<http://blog.jornalpequeno.com.br/johncutrim/2010/11/08/bomba-ibge-investiga-suspeita-de-fraude-em-recenseamento-no-municipio-de-centro-do-guilherme/>>.

CENSO recomeça no município de patrocínio paulista após fraude de recenseador. **O Globo**, 9 nov. 2010. Disponível em: <<http://oglobo.globo.com/pais/censo-recomeca-no-municipio-de-patrocínio-paulista-apos-fraude-de-recenseador-2928412>>.

CRUZ, B. O. *et al.* **Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil**. Brasília: Ipea, 2011.

BRASIL. Senado Federal. Projeto de Lei do Senado nº 184 de 2010. Altera a Lei nº 5.172, de 25 de outubro de 1966, que dispõe sobre o Sistema Tributário Nacional e institui normas gerais de direito tributário aplicáveis à União, Estados e Municípios, para alterar o método de cálculo dos coeficientes individuais de participação no FPM - Interior, e dá outras providências. Brasília: Senado Federal, 2010. Disponível em: <[http://www.senado.gov.br/atividade/materia/detalhes.asp?p\\_cod\\_mate=97389](http://www.senado.gov.br/atividade/materia/detalhes.asp?p_cod_mate=97389)>.

\_\_\_\_\_. Decreto-Lei nº 1.881, de 27 de agosto de 1981. Altera a Lei nº 5.172, de 25 de outubro de 1966, cria a reserva do Fundo de Participação dos Municípios – FPM e dá outras providências. Brasília, 3 jun. 2012a. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/decreto-lei/1965-1988/Del1881.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/1965-1988/Del1881.htm)>.

\_\_\_\_\_. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional. **O que você precisa saber sobre transferências constitucionais e legais: FPM**. Brasília: STN, 2012b. Disponível em: <[http://www3.tesouro.gov.br/estados\\_municipios/download/CarlilhaFPM.pdf](http://www3.tesouro.gov.br/estados_municipios/download/CarlilhaFPM.pdf)>. Acesso em: 3 jun. 2012.

\_\_\_\_\_. Secretaria do Tesouro Nacional. **Finanças do Brasil: dados contábeis dos Municípios: vários anos. [s.d.]**. Disponível em: <[http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados\\_municipios/index.asp](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/index.asp)>. Acesso em: 30 jun. 2011.

GASPARINI, C. E.; MELO, C. S. L. **Equidade e eficiência municipal: uma avaliação do Fundo de Participação dos Municípios – FPM**. In: PRÊMIO TESOIRO NACIONAL, 8., 2003. Tópicos Especiais de Finanças Públicas. p. 337-401, 2004.

Disponível em: <[http://www3.tesouro.gov.br/Premio\\_TN/VIIIPremio/1premio\\_tfdp.pdf](http://www3.tesouro.gov.br/Premio_TN/VIIIPremio/1premio_tfdp.pdf)>.

GASPARINI, C. E.; MIRANDA, R. B. **Evolução dos aspectos legais e dos montantes de transferências realizadas pelo Fundo de Participação dos Municípios**. Brasília: Ipea, 2006. (Textos para Discussão, n. 1.243).

GOMES, G. M.; MAC DOWELL, M. C. **Descentralização política, federalismo fiscal e criação de municípios**: o que é mau para o econômico nem sempre é bom para o social. Brasília: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 706).

IBGE – [INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA](#). **Censo 2010**: resultados. Brasília: IBGE, 2011. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/censo2010/resultados\\_do\\_censo2010.php](http://www.ibge.gov.br/censo2010/resultados_do_censo2010.php)>.

LITSCHIG, S. Are rules-based government programs shielded from special-interest politics? Evidence from revenue-sharing transfers in Brazil. **Journal of Public Economics**, v. 96, n. 11–12, p. 1047–1060, dez. 2012.

LUIZ, E. **Fraude no Censo e no FPM**. 8 out. 2009. Disponível em: <<http://www.fazenda.gov.br/resenhaeletronica/MostraMateria.asp?page=&cod=587350>>.

MCCRARY, J. Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: a density test. **Journal of econometrics**, v. 142, n. 2, p. 698-714, 2008.

MONASTERIO, L. A Lei de Zipf no Rio Grande do Sul (1940-2000). **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 9, n. 2, p. 181-190, 2004.

PREFEITO Toshio Misato elogia trabalho do IBGE e contribui com o Censo 2010. **JusBrasil**, 8 ago. 2010. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/politica/5476468/prefeito-toshio-misato-elogia-trabalho-do-ibge-e-contribui-com-o-censo-2010>>. Acesso em: 3 jun. 2012.

SHIKIDA, C. D. **Emancipação de municípios em Minas Gerais (1995)**: uma abordagem novo-institucionalista e de escolha pública. 1998. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 1998.

SOO, K. T. **Zipf's Law for cities**: a cross country investigation. London, Dec. 2002.

TULLOCK, G. The welfare costs of tariffs, monopolies, and theft. **Economic inquiry**, v. 5, n. 3, p. 224-232, 1967.

ZIPF, G. **Human behavior and the principle of least effort**. Cambridge: Addison-Wesley, 1949.