1818
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

O FPM E A ESTRANHA DISTRIBUIÇÃO DA POPULAÇÃO DOS PEQUENOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Leonardo Monasterio

ipea
Por um Brasil desenvolvido

1818
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Brasília, março de 2013

O FPM E A ESTRANHA DISTRIBUIÇÃO DA POPULAÇÃO DOS PEQUENOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS*

Leonardo Monasterio**

* 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.
** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete
Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: H7.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 OS CRITÉRIOS DE DISTRIBUIÇÃO DO FPM 8

3 A DISTRIBUIÇÃO ANÔMALA DA POPULAÇÃO MUNICIPAL 11

4 A IDENTIFICAÇÃO DE MANIPULAÇÃO DA POPULAÇÃO
NOS CENSOS RECENTES BRASILEIROS 13

5 ESTIMATIVA DA DISTORÇÃO NAS TRANSFERÊNCIAS 17

6 CONCLUSÃO 20

REFERÊNCIAS 21

SINOPSE

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. No Censo Demográfico 2010, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), estimou-se que 192 municípios dos 3.565 examinados foram mal classificados, gerando-se distorção anual da ordem de mais de R$ 200 milhões no ano.

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

ABSTRACT[i]

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. For the 2010 Census the paper estimates that 192 out of the 3565 municipalities were misclassified, generating a misallocation of more than US$100 million in 2010 in that year.

Keywords: FPM; 2010 Census; vertical fiscal transfers.

i. As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.
The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's publishing department.

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 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 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.[1] 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.

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

Este trabalho contribui para a literatura ao destacar e estimar mais uma distorção criada pelos critérios de repartição do FPM. Em termos metodológicos, 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 com até 50 mil habitantes. Nesta categoria, estão enquadrados 3.655 municípios, totalizando mais de 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).[2] 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.[3] Obviamente, o valor repartido tem crescido continuamente: em 2001, R$ 27 bilhões foram transferidos; em 2010, o valor chegou a R$ 43 bilhões – a preços de dezembro de 2010 (Brasil, 2011).

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 classe, os quais ganharam mais de R$ 37 bilhões em 2010 – em valores da época.

2. Para análises abrangentes e históricas do FPM, ver Gasparini e Melo (2003) 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).

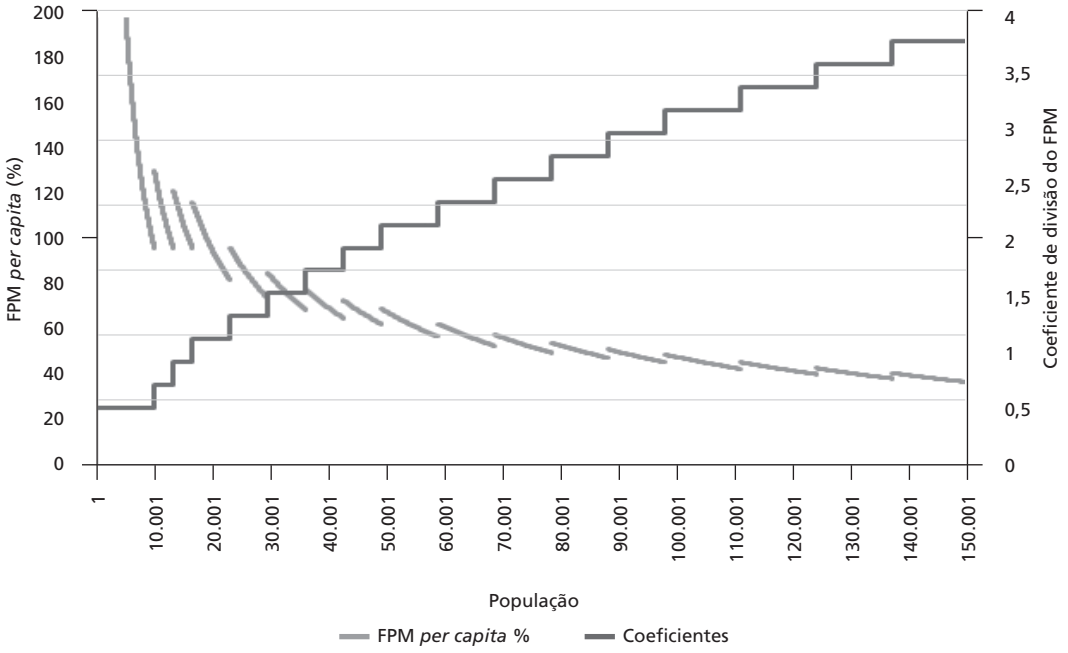
Em cada estado, os critérios de repartição dos municípios da classe interior são os mesmos desde 1981 (Brasil, 2012a). A população municipal é a única variável considerada, e as faixas estão reproduzidas na tabela 1 e representadas no gráfico 1.

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	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	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	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	5,3

Fonte: Brasil (2012b).

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



Fonte: Mation, Boueri e Monasterio (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.

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 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.[4] 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.

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

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.

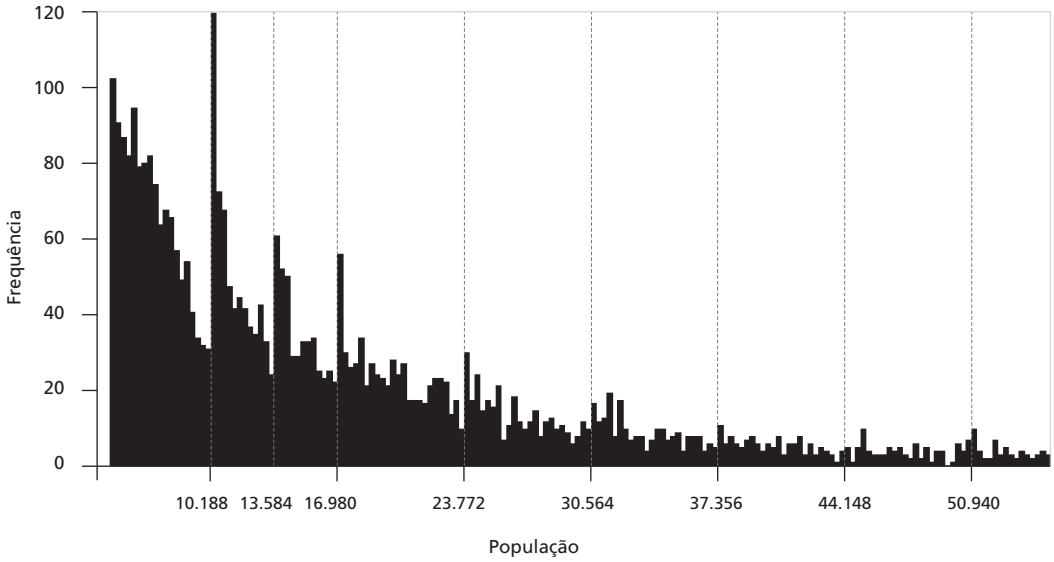
3 A DISTRIBUIÇÃO ANÔMALA DA POPULAÇÃO MUNICIPAL

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.[5] Ou seja, a relação entre o número de municípios em cada faixa populacional deveria ser decrescente para as classes mais 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,[6] 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.

5. A 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).
6. Os manuais de economia regional – ver, por exemplo, Cruz *et al*. (2011) – apresentam a teoria do lugar central de Christaller.

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 se esperar, portanto, que os municípios que estivessem um pouco aquém do limite das faixas, fossem os que solicitariam o retorno dos recenseadores (Censo recomeça..., 2010). Este fato, por si só, geraria a anormalidade indicada, mas, neste caso, poder-se-ia 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. 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 (Prefeito..., 2012).

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; Bomba..., 2010). 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 DA POPULAÇÃO 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 ficar aquém ou além do ponto de descontinuidade. No exemplo sugerido por Imbens e Lemiux (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 histograma da variável suspeita de manipulação. As categorias do histograma (b) devem ser tais

que o ponto de descontinuidade deve permanecer no limite entre duas classes. O segundo passo trata-se de suavização deste histograma, usando-se 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 θ é a diferença entre as alturas destas curvas resultantes do LOWESS no ponto suspeito. McCrary (2008) contribui demonstrando como calcular o erro padrão do θ estimado, o que permite testar hipóteses sobre a manipulação da variável de controle.

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

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

Em que:

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

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

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 θ 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.

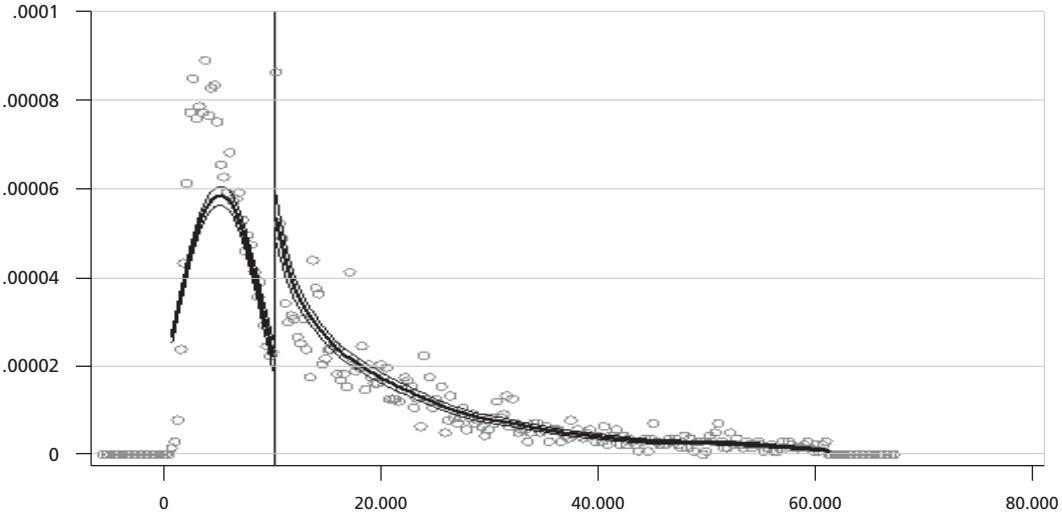
4.2 Aplicação do teste de manipulação aos censos recentes brasileiros

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, p. 705, passo 2).[7]

A inspeção visual esclarece a descontinuidade no ponto c =10.188. O valor de θ 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.

7. Neste trabalho, 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).

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 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 apresenta padrão de 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[8] todos os valores estimados de θ para o Censo de 2010 foram os maiores estimados em todo o estudo.

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	0.09	0.10	0.17	0.32	0.42	0.09	0.67
	(0.10)	(0.11)	(0.12)	(0.16)	(0.20)	(0.26)	(0.40)	(0.48)
1991	0.29	0.19*	0.45	0.13	0.47**	0.62**	0.21	0.01
	(0.09)	(0.11)	(0.13)	(0.15)	(0.21)	(0.25)	(0.32)	(0.38)

(Continua)

8. As exceções foram a segunda, a quarta e a sétima faixas dos dados enviados ao TCU em 2007, nos quais o valor de θ estimado foi maior que na terceira divulgação do Censo Demográfico 2010.

(Continuação)

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

Fonte: IBGE (2008; 2011); Ipeadata, com dados de 2012.
Elaboração do autor.
Obs.: 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:

$$\mathrm{Ln}(\mathrm{POP_i}) = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{X_i} + \beta_2 \mathrm{X_i^2} + \beta_3 \mathrm{X_i^3} + \beta_4 \mathrm{X_i^4} + \mathrm{P}\overline{\mathrm{D}} + \mathrm{P} \quad (2)$$

Em que:

X_i é *rank* do município *i*;

POP_i é a população residente no município *i* de acordo com a *I* divulgação do censo; e $\overline{D}$ é o conjunto de variáveis *dummy* que tomam o valor 1 quando a população municipal está em uma banda de ±2,5% de cada um dos pontos de corte da tabela 1.[9]

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

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 β 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.

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)

R^2: 1 n=3.656
Fonte: IBGE (2011).
Elaboração do autor.
Obs.: desvios padrões entre parênteses. Os valores da variável dependente foram multiplicados por 100 para que os coeficientes estimados fossem legíveis.

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.

O segundo passo envolve utilizar os coeficientes β 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.

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

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

	Previsto							
Observado	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

Elaboração 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 R$ 3 milhões (Mato Grosso) e R$ 7 milhões (Roraima) – Brasil, 2011. A mediana dos valores por UF é de R$ 3,7 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 R$ 1,25 milhão, em 2010.

Multiplicando-se o número de municípios mal alocados pelo valor médio do ganho em mudar de faixa, tem-se distorção total estimada de R$ 238 milhões para os municípios estudados neste trabalho. A partir de 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 valor considerável por si, deve-se notar que se trata de 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 R$ 238 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.

A forma de superar a distorção indicada é simples do ponto de vista técnico. Bastaria adotar um sistema contínuo de partição do FPM, no qual os ganhos por habitante adicional sejam diminutos.[10] Este estudo revelou que tal mudança acabaria com os incentivos para a distorção dos dados censitários por parte das prefeituras.

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-patrocinio-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>.

_____. 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>.

10. Na verdade, o Projeto de Lei (PL) nº 184/2010, do Senado Federal (Brasil, 2010), trata, entre outras alterações, dessa distorção e propõe um critério contínuo em substituição às faixas do FPM. O autor agradece ao consultor do Senado Carlos Alexandre Rocha pelo alerta sobre o projeto.

_____. 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/CartilhaFPM.pdf>.

_____. 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>. 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. Tópicos Especiais de Finanças Públicas. *In*: PRÊMIO TESOURO NACIONAL, 8., 2003. p. 337-401. Disponível em: <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. **Contagem da população de 2007**. Brasília: IBGE, 2008. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/contagem2007/>.

_____. **Censo 2010**: resultados. Brasília: IBGE, 2011. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/censo2010/resultados_do_censo2010.php>.

IMBENS, G. W.; LEMIEUX, T. Regression discontinuity designs: a guide to practice. **Journal of econometrics**, v. 142, n. 2, p. 615-635, 2008.

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, Dec. 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.

MATION, L.; MIRANDA, R. B.; MONASTERIO, L. M. **Multiplicai-vos e crescei**: FPM, emancipação e crescimento econômico municipal, 2012.

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.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Everson da Silva Moura
Reginaldo da Silva Domingos

Revisão
Andressa Vieira Bueno
Clícia Silveira Rodrigues
Idalina Barbara de Castro
Laeticia Jensen Eble
Leonardo Moreira de Souza
Luciana Dias
Marcelo Araújo de Sales Aguiar
Marco Aurélio Dias Pires
Olavo Mesquita de Carvalho
Celma Tavares de Oliveira (estagiária)
Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

Editoração
Aline Rodrigues Lima
Bernar José Vieira
Daniella Silva Nogueira
Danilo Leite de Macedo Tavares
Jeovah Herculano Szervinsk Junior
Leonardo Hideki Higa
Daniel Alves de Sousa Júnior (estagiário)
Diego André Souza Santos (estagiário)

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m^2
Cartão supremo 250g/m^2 (capa)
Brasília-DF

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

SECRETARIA DE ASSUNTOS ESTRATÉGICOS DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA