

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1444

**EFICIÊNCIA TRIBUTÁRIA DOS
ESTADOS BRASILEIROS
MENSURADA COM UM MODELO
DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA
GEOGRAFICAMENTE
PONDERADA**

**Rogério Boueri
Alexandre Xavier Ywata Carvalho
Fernanda Rocha Gomes Silva**

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1444

EFICIÊNCIA TRIBUTÁRIA DOS ESTADOS BRASILEIROS MENSURADA COM UM MODELO DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA GEOGRAFICAMENTE PONDERADA

Rogério Boueri *

Alexandre Xavier Ywata Carvalho **

Fernanda Rocha Gomes Silva ***

Brasília, dezembro de 2009

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

** Coordenador de Métodos Quantitativos da Dirur/Ipea.

*** Pesquisadora-bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) na Coordenação de Métodos Quantitativos da Dirur/Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro Samuel Pinheiro Guimarães Neto

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

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos, Cooperação Técnica e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (em implantação)

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, Inovação, Produção e Infraestrutura

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Comunicação

Daniel Castro

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL. H21, H71.

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.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de 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.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE TRIBUTOS, EFICIÊNCIA TRIBUTÁRIA E DIFERENÇAS REGIONAIS	8
3 METODOLOGIA	9
4 ESTIMAÇÕES E RESULTADOS	12
5 CONCLUSÃO	21
REFERÊNCIAS	22
ANEXO	23

SINOPSE

Neste texto, desenvolve-se e aplica-se a metodologia de fronteira estocástica geograficamente ponderada (FEGP) para examinar a eficiência tributária dos estados brasileiros. Os coeficientes estimados pelo método FEGP situaram-se próximos da estimação tradicional de fronteira estocástica, permitindo, contudo, a apreciação das suas variações geográficas. Detectou-se que os estados da região Sul, bem como Rio de Janeiro e São Paulo, tinham maior capacidade de transformar produto interno bruto (PIB) em arrecadação de impostos. Estes estados também apresentaram produtividade relativamente maior com relação ao setor terciário, enquanto os estados do Norte mostraram maior produtividade relativa no setor secundário. A produtividade tributária do setor primário exibiu crescimento de leste para oeste. Na comparação entre os setores, o de serviços foi o que apresentou maior produtividade tributária em todos os estados considerados. O total de incremento potencial da arrecadação tributária estadual em 2006 foi estabelecido em R\$ 39,6 bilhões; os estados mais beneficiados por tal acréscimo seriam, em ordem decrescente, Rio de Janeiro (R\$ 9,3 bilhões), São Paulo (R\$ 8,4 bilhões) e Santa Catarina (R\$ 3,8 bilhões).

ABSTRACT

This paper developed and applied the Stochastic Frontier Geographically Weighted (SFGW) to access the tax efficiency of the Brazilian states. The estimated coefficients obtained by this method were close to those from the traditional Stochastic Frontier estimation allowing, however, the examination their geographical variations. It has been found that southern states have, as well as Rio de Janeiro e São Paulo, a greater capacity of transforming economic product into tax collection. These states also show a greater marginal productivity in the tertiary sector, while the northern states have a relatively greater productivity in the secondary sector. The tributary productivity of the primary sector grows, in a distinct pattern, from east to west. The comparison between sectors, the tertiary sector showed the greater tributary productivity. The total potential increase in the state tax collection in year 2006 was estimated in R\$ 39,6 billions, and the states that showed greater room for improvement were, respectively, Rio de Janeiro (R\$ 9,3 billions), São Paulo (R\$ 8,4 billions) e Santa Catarina (R\$ 3,8 billions).

1 INTRODUÇÃO

Países federativos estão sujeitos a ineficiências geradas por comportamento oportunístico de suas diferentes esferas de governo, caso não existam regras e instituições adequadas que estimulem a cooperação. Se por um lado os governos federais são incentivados a diminuir as bases que são repartidas com os governos subnacionais e a criarem despesas que impactam estes últimos, por outro os governos locais muitas vezes agem como *free riders*, criando dívidas não sustentáveis, ou colocando-se em outras situações que impelem o governo federal a prestar-lhes auxílio.

Uma destas situações diz respeito à exploração adequada, por parte dos governos subnacionais, de suas bases tributárias. Em um sistema federativo, no qual existem transferências intergovernamentais, em muitos casos os governos locais podem preferir a dependência destas receitas de transferências ao exercício adequado do seu poder de tributação sobre os cidadãos, que também são eleitores. Dessa forma, as bases tributárias de jurisdição local ficam pouco exploradas, enquanto aquelas de jurisdição federal começam a ser superexploradas com o intuito de financiar as transferências intergovernamentais. Portanto, uma medida de *esforço tributário* para os governos locais poderia servir para aferir se estes estão desempenhando de forma coerente os seus poderes de tributação. Tal medida poderia também servir para balizar o sistema de transferências intergovernamentais, bem como diversos outros programas de ajustes fiscais e de investimento federal.

Um problema que surge com as medidas tradicionais de esforço tributário, em especial quando referentes a carga tributária, é o de que as bases potenciais de arrecadação são desprezadas. Isto porque em regiões com bases tributárias distintas é de se esperar não só arrecadação diferente, mas também cargas tributárias díspares. Por exemplo, os diversos setores econômicos podem apresentar potenciais distintos quanto à geração de tributos. Então duas localidades que tenham o mesmo produto interno bruto, mas composições setoriais diferentes, tenderão a apresentar potencial tributário distinto. Além disso, aspectos regionais também afetam este potencial de arrecadação e muitas destas características não têm como ser integralmente captadas pelas variáveis explicativas disponíveis, uma vez que a necessidade de tais variáveis pode até esgotar os graus de liberdade estatísticos necessários à estimação.

O tema da potencialidade tributária começou a ser conduzido de forma específica por Lotz e Morss (1970), que utilizaram as diferenças entre valores atuais e valores estimados da carga tributária com o propósito de efetuar comparações de esforço fiscal entre países. Em seguida, Bahl (1971) utilizou um modelo de regressão tradicional especificamente para a determinação da arrecadação tributária potencial. Por sua vez, Chelliah, Baas e Kelly (1975) encontraram uma relação negativa entre o grau de abertura da economia e a arrecadação potencial dos países em desenvolvimento, sugerindo que o protecionismo possa ter relação com o ímpeto arrecadador de certos governos nestas nações.

Para o caso brasileiro, existem os trabalhos de Ribeiro (1998) e Schwengber e Ribeiro (1999), que utilizam o modelo de fronteira estocástica para medir o impacto das transferências intergovernamentais sobre o esforço tributário dos receptores. Além destes, citem-se Piancastelli (2001) e Piancastelli, Boueri e Vasconcelos (2004), os

quais utilizam dados em painel para tentar determinar os efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre o esforço tributário dos estados brasileiros.

Este trabalho visa incorporar tais aspectos no modelo de estimação para a determinação do potencial tributário dos estados brasileiros. Para tanto utilizará um modelo de fronteira estocástica, que permitirá a inclusão da composição da base tributária de cada Unidade Federativa. Ademais, tal fronteira será estimada com um processo de *ponderação geográfica*, o qual permitirá que os coeficientes estimados possam absorver as variações regionais existentes em um país tão extenso e diverso como é o Brasil.

Com esse objetivo, o texto se divide em cinco seções, incluindo a introdução. Na segunda seção, a arrecadação de impostos é caracterizada como o produto de uma função de produção tributária geograficamente diferenciada. A terceira parte trata da metodologia do processo de estimação. Nela são abordadas tanto a técnica de estimação da fronteira estocástica quanto aquela referente à ponderação geográfica dos coeficientes. Na quarta seção, são apresentados e discutidos os resultados das estimativas, e a quinta seção conclui e sugere possíveis desdobramentos do trabalho.

2 FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE TRIBUTOS, EFICIÊNCIA TRIBUTÁRIA E DIFERENÇAS REGIONAIS

A análise da função de produção tributária começa com a suposição de que a arrecadação de impostos pode ser descrita por uma função de produção, na qual o total arrecadado de tributos é o *output*, e o produto econômico da região considerada, o *input*. Assim,

$$T_i = f(Y_i). \quad (1)$$

Contudo, quando considerados governos locais sujeitos a uma legislação nacional uniforme, outros fatores podem influenciar nesta “produção” de impostos. Notadamente a composição setorial do produto econômico, uma vez que os diversos setores terão produtividades tributárias diferentes. Pode-se então reescrever a função de produção tributária como:

$$T_i = f(Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iK}), \quad (2)$$

onde cada Y_{ik} representa o produto econômico do k -ésimo setor econômico na região i .

No entanto, a especificação da equação (2) pode mascarar possíveis heterogeneidades regionais, uma vez que diferenças geográficas e de logística, entre outras, podem ditar variações na tecnologia de produção tributária de cada região. Tais diferenças podem inclusive implicar distinções nas produtividades marginais dos fatores, que no caso são os produtos setoriais. Neste caso, uma especificação mais individualizada se faz necessária, como expresso a seguir:

$$T_i = f_i(Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iK}). \quad (3)$$

Aqui o subscrito da função de produção indica que a tecnologia de arrecadação tributária difere entre as regiões, de acordo com as peculiaridades de cada uma delas.

Se a função de produção for do tipo Cobb-Douglas, tais diferenças na tecnologia seriam expressas por variações nas elasticidades produto dos *inputs* e, então, poder-se-ia escrever:

$$T_i = \alpha_{i0} \prod_{k=1}^K Y_{ik}^{\alpha_{ik}} \quad (4)$$

É válido ressaltar que neste caso os parâmetros $\alpha_{i\bullet}$ são individualizados por região. O problema de caráter empírico que então surge é o de micronumerosidade: têm-se $I \times (K+1)$ parâmetros a serem estimados a partir de I observações.¹ Neste ponto, a estimação geograficamente ponderada pode ajudar em dois sentidos. Primeiro, atenuando o problema da micronumerosidade, uma vez que na prática o sistema de ponderações ampliará o número de observações para $I \times I$. Depois, este tipo de estimação permite uma variação suave dos estimadores de acordo com a localização geográfica da região estudada.

3 METODOLOGIA

A arrecadação tributária foi estudada enquanto produto de uma função de produção cujos insumos são os produtos internos brutos estaduais. Utilizou-se então o modelo de fronteira estocástica para determinar o produto máximo para cada Unidade da Federação brasileira de acordo com as características de composição setorial de seus PIBs. Além do modelo de fronteira estocástica (FRE), também foi utilizado o processo de estimação geograficamente ponderada (EGP), na qual são estimados coeficientes distintos para cada Unidade Federativa. Este processo tenta descrever os efeitos regionais da composição dos PIBs sobre as possibilidades de arrecadação tributária.

O modelo FRE básico parte do princípio de que a produção de uma unidade produtora (empresa, governo, máquina etc.) depende do nível de utilização dos insumos requeridos, de um choque aleatório normal que afeta a produtividade da unidade e de outro componente associado à ineficiência da unidade. Este último componente sempre assume valores positivos e, portanto, deve a ele ser associada uma distribuição também sempre positiva.

Assim, poder-se-ia descrever o modelo FRE, em sua versão Cobb-Douglas, da seguinte maneira:

$$Y_i = e^{\alpha_0} \left(\prod_{j=1}^J X_{ij}^{\alpha_j} \right) e^{v_i - \mu_i} \quad (5)$$

onde Y_i é o produto gerado na i -ésima unidade, X_{ij} é o nível de utilização do j -ésimo insumo na unidade i , os α 's são os coeficientes a serem estimados, v_i é um termo aleatório com distribuição normal e variância σ_v e μ é um termo com

1. A micronumerosidade seria um problema mesmo na estimação em painel de dados, ainda que menos grave, pois no caso de painel os mesmos $I \times (K+1)$ deveriam ser estimados a partir de $I \times T$ observações, sendo T o número de períodos abrangidos pelo painel.

distribuição normal truncada em zero e variância σ_μ . A versão logarítmica é então expressa como segue:

$$y_i = \alpha_0 + \left(\sum_{j=1}^J \alpha_j X_{ij} \right) + v_i - \mu_i \quad (6)$$

É possível mostrar que o resíduo total, $\varepsilon_i = v_i + \mu_i$, possui a seguinte função de distribuição (Pitt e Lee, 1981):

$$f(\varepsilon_i) = \frac{2}{(\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)^{1/2}} \times \phi \left(\frac{\varepsilon_i}{(\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)^{1/2}} \right) \times \Phi \left(- \frac{\sigma_\mu \varepsilon_i}{\sigma_v (\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)^{1/2}} \right) \quad (7)$$

No caso, ϕ é a função de densidade normal padrão e Φ é a função cumulativa normal padrão. A função de log-verossimilhança é dada por:

$$\ln L = K - I \ln(\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)^{1/2} + \sum_{i=1}^I \ln \Phi \left(- \frac{\sigma_\mu \varepsilon_i}{\sigma_v (\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)^{1/2}} \right) - \frac{1}{2(\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)} \sum_{i=1}^I \varepsilon_i^2 \quad (8)$$

No procedimento tradicional, os coeficientes são estimados maximizando-se a função de log-verossimilhança com relação aos parâmetros α 's além de σ_μ e de σ_v .

Na EGP, o método de máxima verossimilhança é aplicado sequencialmente para cada unidade, e cada observação ganha um peso distinto de acordo com a distância geográfica em relação à unidade de referência.²

Dessa forma, para cada unidade é realizada uma estimação, na qual os registros das outras unidades são ponderados por uma função da distância entre estas e a unidade de referência. As ponderações são assinaladas de acordo com a seguinte regra:

$$W_{ij} = \frac{e^{-\left(\frac{d_{ij}}{\lambda}\right)^2}}{\sqrt{2\pi\lambda}} \quad (9)$$

onde W_{ij} é o peso da unidade j na estimação com referência na unidade i , d_{ij} é a distância em quilômetros entre as unidades i e j e λ é um parâmetro de dispersão dos pesos (*bandwidth*). O parâmetro λ também será escolhido de acordo com processo de maximização a ser descrito adiante. Os pesos são então normalizados de modo que a sua soma totalize o número de observações utilizadas. Assim – considerando que ϖ_{ij} são os pesos normalizados –, tem-se:

$$\varpi_{ij} = \frac{I W_{ij}}{\sum_{j=1}^I W_{ij}} \quad (10)$$

2. Mais detalhes sobre o método podem ser obtidos em Fotheringham, Brunsdon e Charlton (2000), em Fotheringham, Brunsdon e Charlton (2002), e em Ripley (2004).

Então são realizados I processos de estimação, cada um deles tendo como referência uma das unidades e cuja função de log-verossimilhança ponderada é dada por:

$$w \ln L_i = K - I \ln(\sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2)^{1/2} + \sum_{j=1}^I \varpi_{ij} \ln \Phi \left(-\frac{\sigma_\mu \varepsilon_j}{\sigma_\nu (\sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2)^{1/2}} \right) - \frac{1}{2(\sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2)} \sum_{i=1}^I \varpi_{ij} \varepsilon_i^2 \quad (11)$$

Desta forma são estimados os α 's, σ_μ e σ_ν para cada uma das unidades envolvidas.

O próximo passo é o de se escolher o λ adequado. Este parâmetro definirá a distribuição dos pesos: quanto maior sua magnitude, maiores serão os pesos imputados às unidades mais distantes. O processo de escolha é iterativo e primeiro deve-se estabelecer de que valor começar. No algoritmo criado para este fim estabeleceu-se o desvio padrão das distâncias entre as unidades como ponto de partida. Procede-se então à estimativa da fronteira estocástica geograficamente ponderada (FEGP) e coleciona-se a soma dos quadrados dos resíduos obtidos no processo de estimação.

A seguir, a estimação é repetida e as somas dos quadrados dos resíduos colecionadas para vinte outros valores λ , os quais cobrem o intervalo $[0,5\lambda, 1,5\lambda]$. Depois, são refinados os intervalos de forma a encontrar-se o segmento para o qual se encontram os menores valores para a soma dos quadrados dos resíduos e, dentro deste trecho, um valor de lambda associado ao mínimo. Uma vez estimados os coeficientes e as variâncias desejadas, pode-se então calcular a estimativa da eficiência relativa de cada unidade, para tanto sendo necessária a derivação da distribuição condicional de μ em relação a ε . Jondrow *et al.* (1982) realizaram tal procedimento, obtendo o seguinte resultado:

$$f(\mu_i / \varepsilon_i) = \frac{\exp\left\{-\frac{(\mu - \mu_*)^2}{2\sigma_*^2}\right\}}{\sqrt{2\pi\sigma_*}} \bigg/ \left[1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)\right], \quad (12)$$

onde: $\mu_* = -\varepsilon \sigma_\mu^2 / \sqrt{\sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2}$ e $\sigma_*^2 = \sigma_\mu^2 \sigma_\nu^2 / \sqrt{\sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2}$.

Daí obtém-se a esperança da ineficiência de cada unidade (μ_i), dado o seu resíduo (ε_i):

$$E(\mu_i / \varepsilon_i) = \sigma_* \left[\frac{\phi\left(\frac{\varepsilon_i \sigma_\mu}{\sigma_\nu \sqrt{\sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2}}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{\varepsilon_i \sigma_\mu}{\sigma_\nu \sqrt{\sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2}}\right)} - \frac{\varepsilon_i \sigma_\mu}{\sigma_\nu \sqrt{\sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2}} \right] \quad (13)$$

No caso da FEGP o estimador JLMS³ deve ser ligeiramente modificado, uma vez que estão disponíveis I estimações para o cálculo dos resíduos. Neste caso, utiliza-se o resíduo da unidade i obtido na estimação na qual a própria unidade i é referencial. Desta forma o estimador JLMS modificado poderia ser escrito como segue:

3. Para mais detalhes, ver Kumbhakar e Lovell (2000).

$$E(\mu_i / \varepsilon_{ii}) = \hat{\sigma}_{*i} \left[\frac{\phi \left(\frac{\varepsilon_{ii} \sigma_{\mu i}}{\sigma_{vi} \sqrt{\sigma_{\mu i}^2 + \sigma_{vi}^2}} \right)}{1 - \Phi \left(\frac{\varepsilon_{ii} \sigma_{\mu i}}{\sigma_{vi} \sqrt{\sigma_{\mu i}^2 + \sigma_{vi}^2}} \right)} - \frac{\varepsilon_{ii} \sigma_{\mu i}}{\sigma_{vi} \sqrt{\sigma_{\mu i}^2 + \sigma_{vi}^2}} \right] \quad (14)$$

Observe-se que o segundo subscrito denota o número da estimação da qual se obteve o estimador.

Outra alternativa é a utilização da moda da distribuição, que é dada por:

$$M(\mu_i / \varepsilon_{ii}) = \begin{cases} -\varepsilon_{ii} \left(\frac{\sigma_{\mu i}^2}{\sigma_{\mu i}^2 + \sigma_{vi}^2} \right) & \text{se } \varepsilon_{ii} \leq 0 \\ 0 & \text{se } \varepsilon_{ii} > 0 \end{cases} \quad (15)$$

Após estimar-se μ_i com a utilização de (14) ou (15) obtém-se a eficiência da unidade i (ET_i), fazendo-se:

$$ET_i = \exp\{-\mu_i\} \quad (16)$$

4 ESTIMAÇÕES E RESULTADOS

Utilizou-se neste trabalho a base de dados Execução Orçamentária dos Estados, da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), para a obtenção das receitas tributárias estaduais concernentes ao ano de 2006.⁴ Das contas regionais produzidas pelo IBGE foram obtidos os produtos internos brutos estaduais por setores também para o ano de 2006 (último ano disponível no *site*). Enquanto medida das distâncias entre as Unidades Federativas, foi utilizada a distância aérea entre as capitais dos estados, uma vez que as distâncias rodoviárias não existem para a cidade de Macapá.

Foi então estimada a seguinte equação com o modelo de FEGP:

$$\ln larrec_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln pib1_i + \alpha_2 \ln pib2_i + \alpha_3 \ln pib3_i + v_i - \mu_i, \quad (17)$$

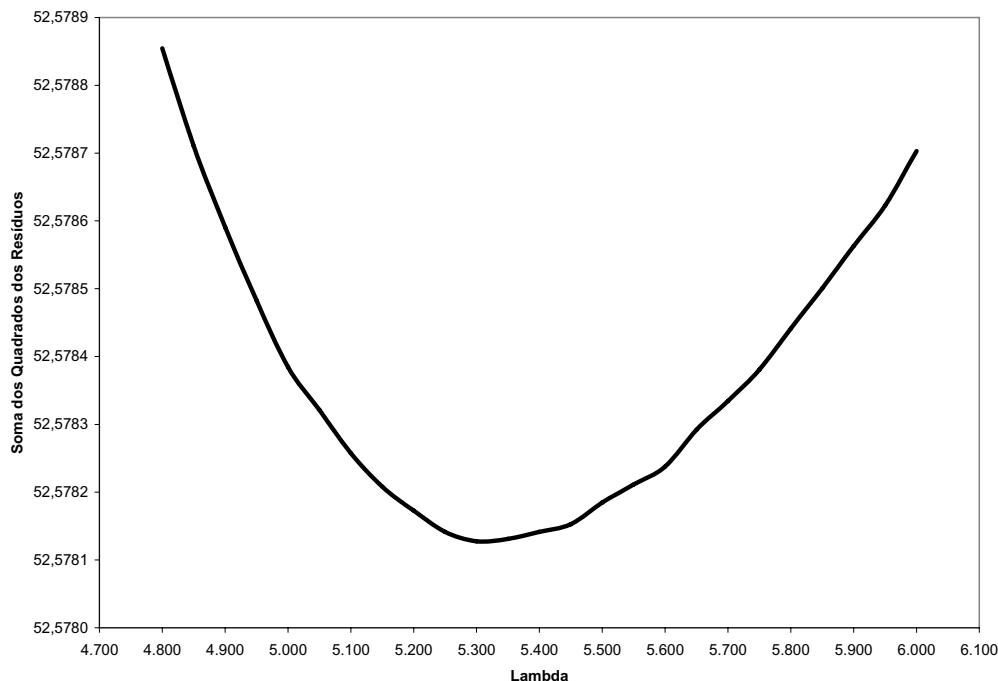
Na equação, $\ln larrec_i$ é o logaritmo natural da arrecadação tributária do estado i e $\ln pib1_i$, $\ln pib2_i$ e $\ln pib3_i$ são respectivamente os logaritmos naturais dos PIBs agrícola, industrial e de serviços do estado i .

4. À época da conclusão deste texto já estavam disponíveis as execuções orçamentárias de 2007, não sendo estas utilizadas por uma questão de compatibilidade cronológica com os dados das contas regionais do IBGE.

Como descrito antes, o processo de escolha dos pesos geográficos iniciou-se com a associação de λ ao desvio padrão das distâncias entre as capitais estaduais (860,28 km). O processo indicou que o melhor lambda em termos de minimização da soma dos quadrados dos resíduos se encontrava entre 5.300 e 5.400, conforme se pode observar no gráfico 1.

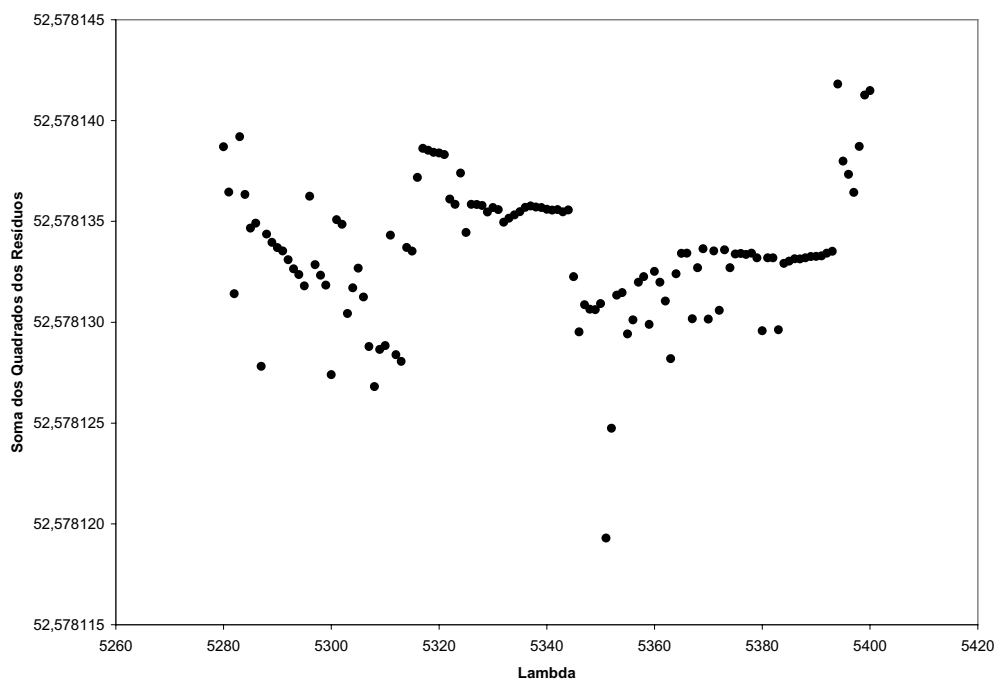
GRÁFICO 1

Soma dos quadrados dos resíduos das estimações em função do lambda selecionado – lambda entre 4.800 e 6.000



A partir daí, procedeu-se ao refinamento da busca pelo melhor lambda. Para tanto, o procedimento iterativo foi realizado para valores de lambda entre 5.280 e 5.400 com variações unitárias do parâmetro. O gráfico 2, representativo dos resultados, mostra um comportamento bem menos regular da soma dos quadrados dos resíduos, como se vê a seguir. Este padrão é explicado pelo fato de que a soma dos quadrados dos resíduos é por si mesma uma variável aleatória, e portanto sujeita a idiossincrasias que são mais localmente aparentes. De qualquer maneira a análise permitiu a estimativa do melhor lambda, o que se deu com o valor deste parâmetro em 5.352. Selecionado o melhor λ em termos de minimização dos quadrados dos erros das estimações, foram colecionados os coeficientes de FEGP para cada uma das Unidades da Federação.

GRÁFICO 2

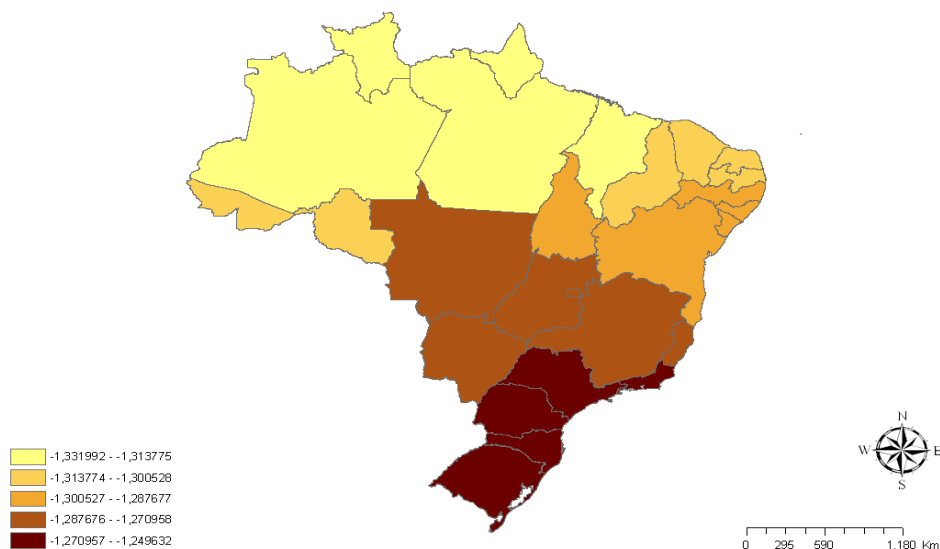
Soma dos quadrados dos resíduos das estimações em função do lambda selecionado – lambda entre 5.280 e 5.400

Os resultados das estimações são dispostos na tabela 1, no anexo. Nela aparecem as estimativas para os coeficientes de cada um dos PIBs setoriais, bem como as estimativas das variâncias do choque idiossincrático (σ_v) e do termo representativo da ineficiência (σ_μ), além dos desvios padrões de cada estimador. Na última linha da tabela são mostrados os resultados encontrados na estimação da fronteira estocástica tradicional, isto é, não ponderada geograficamente.

O primeiro ponto a ser destacado na tabela 1 é que para nenhuma das UFs o valor da soma dos coeficientes α_1 , α_2 e α_3 foi considerado significativamente diferente de 1. Isto indica retornos constantes de escala na arrecadação em relação aos PIBs setoriais dos estados. Outro ponto importante diz respeito aos valores relativos dos coeficientes. Em todos os casos o maior valor relativo é aquele associado ao PIB estadual de serviços, seguido pelo PIB agrícola; por último vem o PIB industrial.

Como os coeficientes são as elasticidades do produto em relação aos insumos, os valores da tabela 1 indicam que 1% de aumento no PIB estadual de serviços elevará a arrecadação em 0,71%, enquanto as elasticidades do produto em relação ao PIB agrícola e ao industrial são, respectivamente, 0,15% e 0,13%. A estimação geograficamente ponderada permite a apreciação das variações regionais dos coeficientes. Para exemplificação, na figura 1 são apresentadas as variações do parâmetro α_0 .

FIGURA 1
Distribuição regional do parâmetro α_0

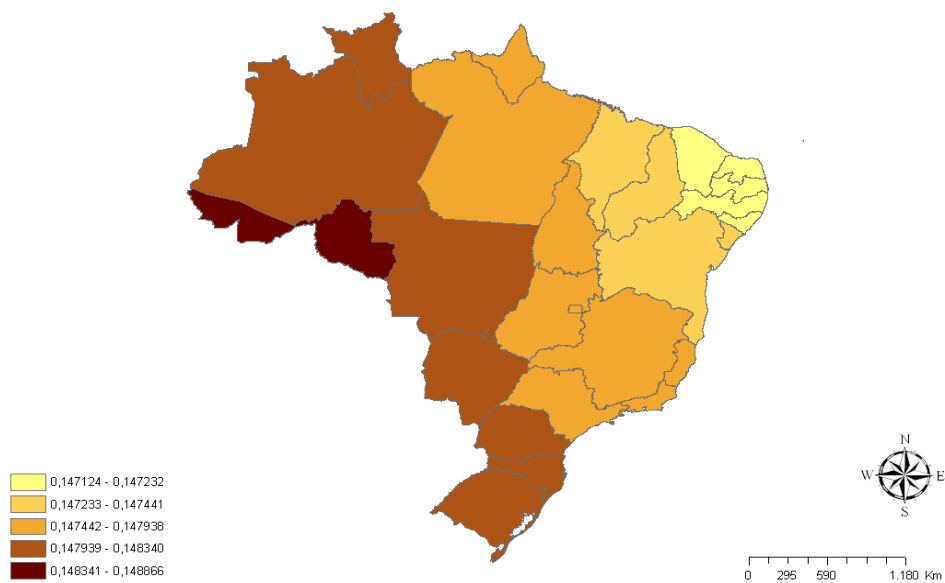


Obs.: 1. Os mapas constantes deste texto, cujas características não permitiram melhor ajuste para fins de impressão, estão reproduzidos conforme os originais fornecidos pelos autores (nota do editorial).
2. Para visualização em cores, acessar a seção *O trabalho do Ipea*, subseção *Puclicações*, no site: <http://www.ipea.gov.br>.

O α_0 é o logaritmo do parâmetro multiplicativo da função de produção tributária – quanto mais negativo seu valor, menor o multiplicador da função de produção. Este parâmetro dá uma ideia da capacidade endógena de arrecadação do estado. Como se pode ver tal capacidade é maior nos estados da região Sul e no Rio de Janeiro e São Paulo, e vai decrescendo geograficamente até atingir seus menores valores no extremo norte do país. Isto significa que estes estados têm maior dificuldade de transformar PIB em tributos.

A figura 2 mostra a distribuição regional do parâmetro α_1 , a saber, aquele relacionado ao PIB agrícola da UF. Neste caso os valores decrescem de oeste para leste, atingindo seus valores mínimos em estados do Nordeste. Este parâmetro mede a capacidade de geração de arrecadação tributária a partir da produção agrícola e deve ser influenciado pelo tipo predominante de agricultor em cada estado. Assim, estados com a produção agrícola mais empresarial deverão apresentar maiores valores para α_1 do que aqueles onde predomina a agricultura de subsistência.

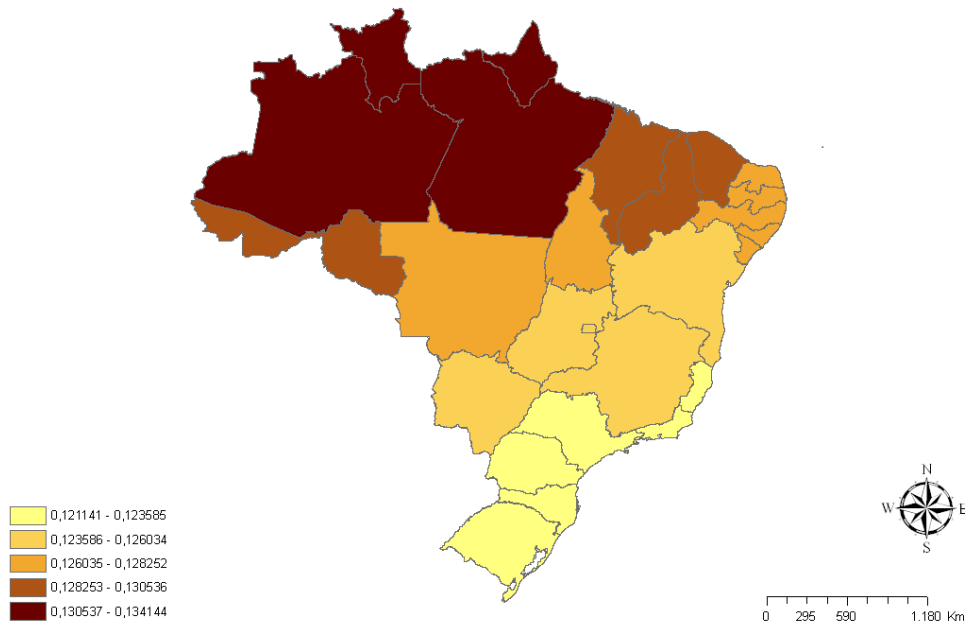
FIGURA 2
Distribuição regional do parâmetro α_1



A distribuição regional do parâmetro α_2 é descrita pela figura 3. O parâmetro α_2 mede a capacidade do estado de arrecadar tributos a partir da atividade industrial. Surpreendentemente os menores valores estão associados às regiões Sul e Sudeste e vão crescendo no sentido norte até atingir seu máximo na região Norte do país. Uma possível explicação para este fato talvez esteja associada à concentração da atividade industrial no contexto dos estados do Norte e Nordeste e consequente facilidade de fiscalização.

FIGURA 3

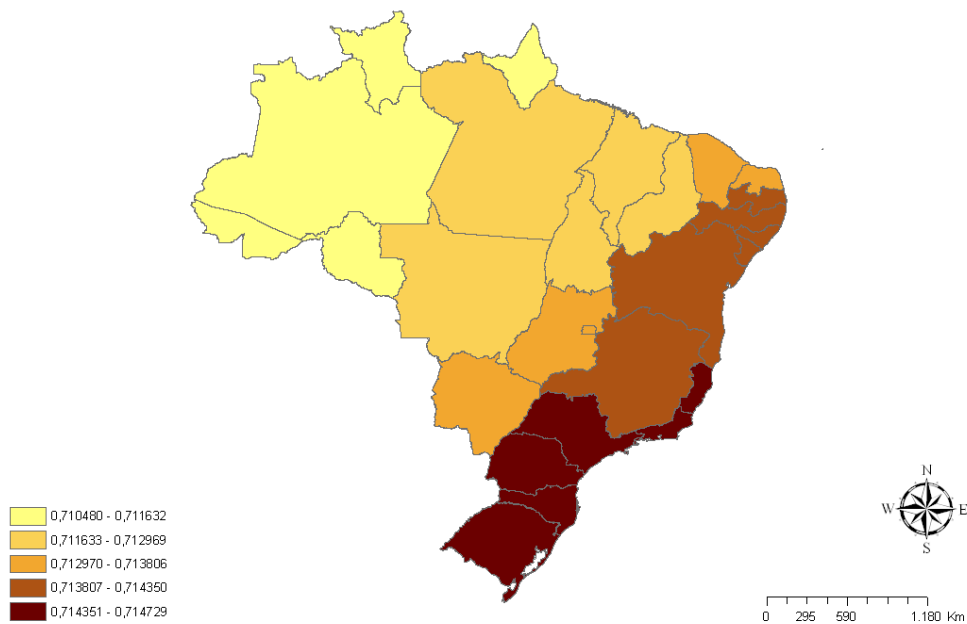
Distribuição regional do parâmetro α_2



Na figura 4 se pode apreciar a distribuição do parâmetro α_3 . Conforme dito anteriormente, a capacidade tributária de uma UF é prioritariamente definida pelo seu PIB de serviços e o valor de α_3 define esta magnitude. No mapa, pode-se observar um crescimento do valor deste parâmetro na direção de sudeste para noroeste. Isto significa uma maior capacidade dos estados das regiões Sul e Sudeste na transformação de PIB de serviços em arrecadação tributária.

FIGURA 4

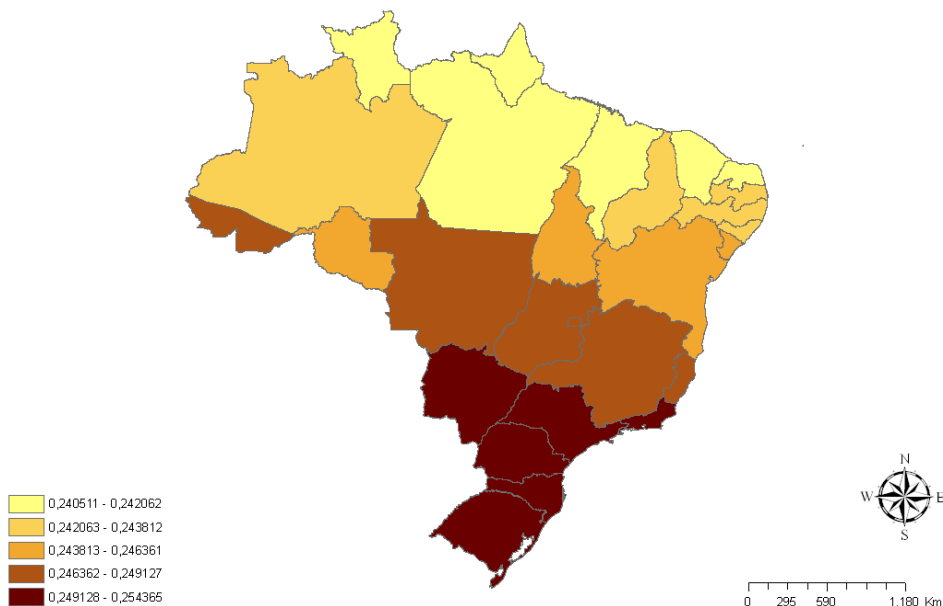
Distribuição regional do parâmetro α_3



Os níveis de variação da ineficiência tributária são medidos pelo parâmetro σ_{μ} . Ele reflete as diferenças regionais no aparelho de arrecadação estadual. Como se pode notar na figura 5, existe maior heterogeneidade no sul do país, mas a distribuição deste parâmetro para o norte não é contínua.

FIGURA 5

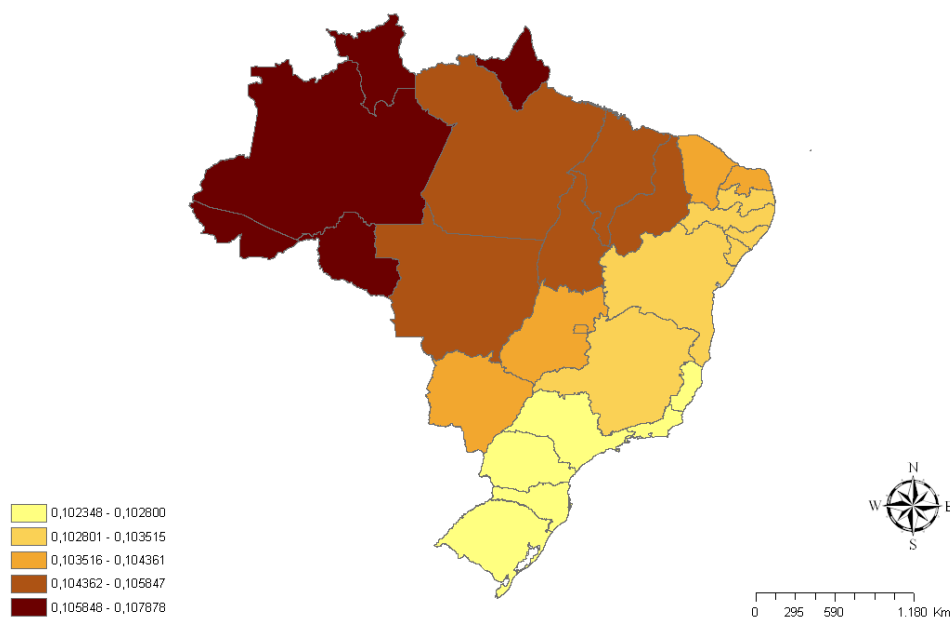
Distribuição regional do parâmetro σ_{μ}



O parâmetro σ_v , por seu turno, mede a variância dos choques idiossincráticos aos quais estão submetidas as arrecadações tributárias dos estados brasileiros. Na figura 6 nota-se que tal variância aumenta na direção de sudeste para noroeste, atingindo seu pico em estados da região Norte. Isto indica uma relação mais estrita entre os PIBs estaduais e a arrecadação tributária nos estados do Sul e Sudeste do que nos demais. Assim, variações aleatórias (inesperadas) na arrecadação de tributos nestas regiões são mais raras e de menor magnitude.

FIGURA 6

Distribuição regional do parâmetro σ_v



O cálculo da eficiência tributária de cada UF foi realizado utilizando-se as equações (10), (11) e (12), obtendo-se os resultados expressos na tabela 2, em anexo. Nesta tabela, são apresentados dois diferentes estimadores, o primeiro deles oriundo do valor esperado da ineficiência condicional ao resíduo da UF e o segundo proveniente do valor modal da ineficiência condicionado pelo resíduo estadual. A tabela 2 também mostra, em suas duas últimas linhas, a estimativa da eficiência quando a fronteira estocástica tradicional (não ponderada geograficamente) é aplicada aos dados.

Mato Grosso do Sul, Rondônia, Espírito Santo e Amazonas são apontados como os mais eficientes em termos de arrecadação tributária. É válido notar que, salvo pequenas alterações, o *ranking* de eficiência tributária pouco se modifica quando os resultados da estimativa geograficamente ponderada são contrastados com aqueles provenientes da estimativa tradicional. Ocorre, ainda, uma significativa redução nos índices de eficiência quando são comparados os valores da estimativa de FEGP com os da fronteira estocástica tradicional.

A média nacional da ineficiência, ponderada pelas respectivas arrecadações, é de 20,47%. Se todos os estados tivessem arrecadado com eficiência máxima no ano

de 2006, teria havido uma arrecadação tributária estadual total de R\$ 232,8 bilhões, ou seja, R\$ 39,6 bilhões a mais do que os R\$ 193,2 bilhões efetivamente coletados naquele ano. Individualmente, o Rio de Janeiro seria o estado com maior incremento, R\$ 9,3 bilhões, ou seja, cerca de 24% do ganho potencial agregado, seguido por São Paulo, R\$ 8,4 bilhões, e Santa Catarina com R\$ 3,8 bilhões.

5 CONCLUSÃO

Este texto desenvolveu e aplicou a metodologia de fronteira estocástica geograficamente ponderada (FEGP) para examinar a eficiência tributária dos estados brasileiros. O processo de ponderação geográfica selecionou como melhor distribuição normal ponderadora aquela com desvio padrão de 5.352 km, ou seja, 6,22 vezes o desvio padrão das distâncias utilizadas. A escolha desse desvio padrão (λ) é importante para controlar o grau de suavização da ponderação geográfica.

Os coeficientes estimados pelo método FEGP situaram-se próximos da estimação tradicional de fronteira estocástica, permitindo, contudo, a apreciação das variações geográficas dos mesmos. Foi possível, por exemplo, detectar que os estados da região Sul, bem como Rio de Janeiro e São Paulo, tinham maior capacidade de transformar PIB em arrecadação de impostos. Estes estados também apresentaram produtividade relativamente maior no setor terciário, enquanto os estados do Norte mostraram maior produtividade relativa no setor secundário. Por seu turno, o setor agrícola apresentou padrão diferenciado, uma vez que a produtividade tributária ostentou crescimento de leste para oeste, talvez refletindo a maior industrialização do setor primário associada à atividade exportadora. Na comparação entre os setores, o de serviços foi o que apresentou maior produtividade tributária em todos os estados considerados, corroborando os achados de Piancasteli, Boueri e Vasconcelos (2004).

A variância da produtividade demonstrou crescimento de sul para norte, enquanto a variância da arrecadação condicionada aos produtos setoriais exibiu decréscimo neste sentido – fato provavelmente decorrente da maior consolidação econômica e do aparelho fiscal nos estados mais ao sul. Mato Grosso do Sul, Rondônia, Espírito Santo e Amazonas foram apontados como os estados de maior produtividade tributária relativa segundo o estimador, quando o estimador JLMS foi aplicado (em suas duas versões) no modelo FEGP, e também quando este foi combinado com o modelo tradicional de fronteira estocástica. O total de incremento potencial da arrecadação tributária em 2006 foi estabelecido em R\$ 39,6 bilhões; os estados mais beneficiados por tal acréscimo seriam, em ordem decrescente, Rio de Janeiro (R\$ 9,3 bilhões), São Paulo (R\$ 8,4 bilhões) e Santa Catarina (R\$ 3,8 bilhões).

Um possível desdobramento deste trabalho é a aplicação do modelo de fronteira estocástica geograficamente ponderada a dados em painel, o que permitiria não só a inclusão de outras variáveis exógenas na função de produção sem a ocorrência da micronumerosidade, mas também a avaliação da evolução temporal da eficiência na arrecadação tributária. Além disso, a metodologia de fronteira estocástica geograficamente ponderada poderia ser aplicada a dados municipais. Neste caso, uma investigação futura deverá contemplar alternativas para o parâmetro λ , de suavização dos parâmetros localmente estimados.

REFERÊNCIAS

- BAHL, R. W. A regression approach to tax effort and tax ratio analysis. *IMF Staff Papers*, v. 18, p. 570-607, November, 1971.
- CHELLIAH, R. J.; BAAS, H. J.; KELLY, M. R. Tax ratios and tax effort. *In: Developing Countries, 1969-1971. IMF Staff Papers*, v. 22, p. 187-205, March, 1975.
- FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNDON, C.; CHARLTON, M. **Quantitative geography: perspectives on spatial data analysis**. Sage Publications, January, 2000.
- _____. **Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships**. New York: Wiley, October, 2002.
- JONDROW, J. *et al.* On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier of production function model. *Journal of Econometrics*, n. 19, p. 233-38, August, 1982.
- KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. **Stochastic frontier analysis**. Cambridge University Press, March, 2000.
- LOTZ, J. R.; MORSS, E. **A theory of the tax level determinants for developing countries**. Chicago: Economic Development and Cultural Change, n. 18, p. 328-341, 1970.
- PIANCASTELLI, M. Measuring the tax effort of developed and developing countries. *Cross Country – Panel Data Analysis – 1985/95*. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 818).
- PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R.; VASCONCELOS, J. R. **Esforço fiscal dos estados brasileiros**. Brasília: Ipea, setembro, 2004. (Texto para Discussão, n. 1.045).
- PITT, M. M.; LEE, L. The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, v. 9, n. 1, p. 43-64, 1981.
- RIBEIRO, E. P. Transferências intergovernamentais e esforço fiscal dos estados brasileiros. *In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA*, 20., 1998, Vitória-ES. *Anais...* Vitória, dez, 1998. p. 423-443.
- RIPLEY, B. D. **Spatial Statistics**. New York: Wiley, 1981.
- SCHWENGBER, S. B.; RIBEIRO, E. P. **O impacto do Fundo de Participação dos Estados (FPE) no esforço tributário dos estados: uma estimativa do potencial de arrecadação do ICMS**. Brasília: ESAF, 1999.

ANEXO

TABELA 1

Coefficientes estimados e respectivos desvios padrões

ESTADO	α_0	α_1	α_2	α_3	σ_v	σ_μ
Rondônia	-1,30365 0,430	0,14861 0,043	0,12997 0,080	0,71151 0,079	0,10657 0,023	0,24636 0,159
Acre	-1,30143 0,431	0,14887 0,043	0,12976 0,079	0,71136 0,078	0,10678 0,023	0,24741 0,160
Amazonas	-1,31691 0,427	0,14833 0,043	0,13183 0,080	0,71120 0,079	0,10697 0,023	0,24327 0,157
Roraima	-1,33199 0,424	0,14834 0,043	0,13414 0,080	0,71048 0,078	0,10788 0,023	0,24051 0,157
Pará	-1,31757 0,427	0,14764 0,043	0,13138 0,081	0,71203 0,079	0,10585 0,023	0,24136 0,154
Amapá	-1,32198 0,426	0,14776 0,043	0,13221 0,080	0,71163 0,079	0,10635 0,023	0,24091 0,154
Tocantins	-1,29642 0,432	0,14776 0,043	0,12811 0,081	0,71297 0,079	0,10470 0,022	0,24529 0,155
Maranhão	-1,31377 0,428	0,14744 0,043	0,13054 0,081	0,71254 0,079	0,10520 0,022	0,24145 0,153
Piauí	-1,30729 0,429	0,14742 0,043	0,12942 0,081	0,71296 0,079	0,10471 0,022	0,24245 0,153
Ceará	-1,30944 0,429	0,14721 0,044	0,12943 0,081	0,71325 0,079	0,10436 0,022	0,24144 0,152
Rio Grande do Norte	-1,30371 0,430	0,14712 0,044	0,12825 0,082	0,71381 0,080	0,10371 0,022	0,24206 0,151
Paraíba	-1,30053 0,431	0,14714 0,044	0,12772 0,082	0,71398 0,080	0,10352 0,022	0,24262 0,152
Pernambuco	-1,29834 0,431	0,14717 0,044	0,12738 0,082	0,71407 0,080	0,10341 0,022	0,24303 0,152
Alagoas	-1,29477 0,432	0,14723 0,044	0,12690 0,082	0,71414 0,080	0,10333 0,022	0,24381 0,152
Sergipe	-1,29216 0,433	0,14731 0,044	0,12661 0,082	0,71412 0,080	0,10334 0,022	0,24449 0,153
Bahia	-1,28768 0,434	0,14741 0,043	0,12603 0,082	0,71419 0,080	0,10326 0,022	0,24553 0,153
Minas Gerais	-1,27249 0,437	0,14776 0,043	0,12412 0,081	0,71435 0,080	0,10299 0,022	0,24913 0,156
Espírito Santo	-1,27096 0,438	0,14765 0,043	0,12358 0,082	0,71473 0,080	0,10258 0,021	0,24893 0,155
Rio de Janeiro	-1,26542 0,439	0,14780 0,043	0,12297 0,081	0,71471 0,080	0,10255 0,021	0,25035 0,156
São Paulo	-1,26442 0,439	0,14794 0,043	0,12307 0,081	0,71447 0,080	0,10280 0,021	0,25101 0,157
Paraná	-1,26033 0,440	0,14807 0,043	0,12263 0,081	0,71442 0,080	0,10280 0,021	0,25213 0,158
Santa Catarina	-1,25512 0,442	0,14809 0,043	0,12180 0,081	0,71469 0,080	0,10245 0,021	0,25299 0,159
Rio Grande do Sul	-1,24963 0,443	0,14824 0,043	0,12114 0,081	0,71471 0,080	0,10235 0,021	0,25437 0,160
Mato Grosso do Sul	-1,27296 0,437	0,14821 0,043	0,12490 0,081	0,71348 0,079	0,10398 0,022	0,25056 0,158
Mato Grosso	-1,28498 0,434	0,14822 0,043	0,12681 0,080	0,71286 0,079	0,10479 0,022	0,24857 0,158
Goiás	-1,28111 0,435	0,14791 0,043	0,12582 0,081	0,71355 0,079	0,10396 0,022	0,24827 0,156
Distrito Federal	-1,28302 0,435	0,14784 0,043	0,12602 0,081	0,71358 0,080	0,10394 0,022	0,24773 0,156
Estimação tradicional	-1,29490 0,433	0,14860 0,043	0,12750 0,080	0,71280 0,079	0,10437 0,025	0,24749 0,162

TABELA 2

Eficiência tributária estimada com o modelo FEGP

ESTADO	<i>Estimção geograficamente ponderada</i>				<i>Estimção tradicional</i>	
	$E[\mu/\varepsilon]$	ET_i	$M[\mu/\varepsilon]$	ET'_i	$E[\mu/\varepsilon]$	ET''_i
Mato Grosso do Sul	0,0423	95,9	0,0000	100,0	0,2088	95,9
Rondônia	0,0738	92,9	0,0000	100,0	0,1646	92,9
Espírito Santo	0,0760	92,7	0,0008	99,9	0,3488	92,5
Amazonas	0,0779	92,5	0,0000	100,0	0,0759	92,7
Rio Grande do Norte	0,0803	92,3	0,0112	98,9	0,1626	92,1
Distrito Federal	0,0895	91,4	0,0323	96,8	0,1722	91,6
Pernambuco	0,0917	91,2	0,0384	96,2	0,0881	91,1
Mato Grosso	0,1098	89,6	0,0720	93,0	0,0776	89,7
São Paulo	0,1200	88,7	0,0912	91,3	0,1332	88,3
Minas Gerais	0,1315	87,7	0,1089	89,7	0,3730	87,4
Goiás	0,1332	87,5	0,1108	89,5	0,1090	87,5
Piauí	0,1391	87,0	0,1192	88,8	0,0419	86,7
Bahia	0,1602	85,2	0,1482	86,2	0,1342	85,0
Alagoas	0,1625	85,0	0,1511	86,0	0,2425	84,8
Ceará	0,1683	84,5	0,1580	85,4	0,1839	84,2
Rio Grande do Sul	0,1735	84,1	0,1648	84,8	0,2654	84,0
Paraíba	0,1807	83,5	0,1732	84,1	0,0935	83,2
Tocantins	0,1966	82,1	0,1912	82,6	0,1428	82,0
Acre	0,2062	81,4	0,2014	81,8	0,4030	81,2
Sergipe	0,2314	79,3	0,2292	79,5	0,0827	79,2
Pará	0,2368	78,9	0,2348	79,1	0,1746	78,5
Paraná	0,2660	76,6	0,2652	76,7	0,0731	76,7
Amapá	0,3329	71,7	0,3328	71,7	0,3898	70,6
Maranhão	0,3643	69,5	0,3643	69,5	0,6015	68,9
Roraima	0,3670	69,3	0,3670	69,3	0,1246	67,7
Rio de Janeiro	0,4032	66,8	0,4032	66,8	0,2329	66,8
Santa Catarina	0,6068	54,5	0,6068	54,5	0,1986	54,8

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Revisão

Cláudio Passos de Oliveira

Luciana Dias Jabbour

Marco Aurélio Dias Pires

Reginaldo da Silva Domingos

Leonardo Moreira de Souza (estagiário)

Maria Angela de Jesus Silva (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Everson da Silva Moura

Renato Rodrigues Bueno

Livraria

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares