

Eficiência Tributária dos Estados Brasileiros Mensurada com um Modelo de Fronteira Estocástica Geograficamente Ponderada

RESUMO

Desenvolve e aplica 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. Detecta que os estados da região Sul têm, bem como Rio de Janeiro e São Paulo, uma maior elasticidade dos tributos em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) estadual. Estes estados também apresentaram produtividade relativamente maior com relação ao setor terciário, enquanto os estados do Norte mostram maior produtividade relativa no setor secundário. A produtividade tributária do setor primário cresce de leste para oeste. Na comparação entre os setores, o setor 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, sendo que os estados mais beneficiados de tal acréscimo seriam, em ordem, Rio de Janeiro (R\$ 9,3 bilhões), São Paulo (R\$ 8,4 bilhões) e Santa Catarina (R\$ 3,8 bilhões).

PALAVRAS-CHAVE

Tributação. Governos Locais.

Rogério Boueri Miranda

- Graduação em Ciências Econômicas pela Universidade de Brasília;
- Mestrado em Economia pela Fundação Getúlio Vargas;
- Doutorado (Ph.D.) em Economia pela *University of Maryland College Park*;
- Professor da Universidade Católica de Brasília;
- Técnico de Planejamento e Pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - DF.

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ph.D.)

- Engenheiro Mecânico-aeronáutico pelo Instituto Tecnológico de Aeronáutica (ITA);
- Especialização em Engenharia de Armamento Aéreo pelo ITA;
- Mestrado em Estatística pela Universidade de Brasília (UnB);
- Doutorado (Ph.D.) em Estatística pela *Northwestern University*;
- Coordenador de Métodos Quantitativos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - DF.

Fernanda Rocha Gomes da Silva

- Graduação em Matemática pela Universidade Federal de Goiás;
- Mestrado em Matemática;
- Cursando Doutorado em Economia pela Universidade Católica de Brasília;
- Consultora no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - DF.

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 têm incentivos a diminuir as bases que são repartidas com os governos subnacionais e criar 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 resgatá-las.

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 seus cidadãos, que também são seus 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 a medida adotada é a carga tributária, é o de que as bases potenciais de arrecadação são desprezadas. Isso porque, em regiões com bases tributárias distintas, é de 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 com 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 Mors (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. Já Chelliah; Baas e Kelly (1975) encontram 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 disso, Piancastelli (2001) e Piancastelli; Boueri e Vasconcelos (2004) 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 estes 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. Além disso, 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, este artigo se divide em cinco seções, incluindo esta introdução. Na segunda, 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 como aquela referente à ponderação geográfica dos coeficientes. Na quarta seção, são apresentados e discutidos os resultados das estimações e a quinta seção conclui e sugere extensões.

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 estão sendo 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, 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. Nesse caso, uma especificação mais individualizada se faz necessária, como:

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

Aqui, o subscrito da função de produção indica que a tecnologia de arrecadação tributária difere por 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*. 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, esse 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 como sendo um 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

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

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 distribuição normal truncada em zero e variância σ_μ . A versão logarítmica é, então, expressa com se 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; LEE, 1981):

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

onde 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

Desta 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 abaixo. Os pesos são, então, normalizados de modo que a sua soma totalize o número de observações utilizadas. Assim:

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

onde ϖ_{ij} são os pesos normalizados.

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:

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

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

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

O próximo passo é escolher o λ adequado. Esse 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 λ 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, é necessária a derivação da distribuição condicional de μ em relação a ε . Jundrow *et al.* (1982) realizaram tal procedimento, obtendo o seguinte resultado:

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

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

$$\sigma_*^2 = \sigma_\mu^2 \sigma_v^2 / \sqrt{\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2}.$$

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

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

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 se segue:

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

onde 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:

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

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

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 artigo a base de dados “Execução Orçamentária dos Estados”, da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), para a obtenção das receitas tributárias estaduais para o 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*). Como 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:

$$\begin{aligned} \ln \text{larrec}_i &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{pib1}_i + \alpha_2 \ln \text{pib2}_i \\ &+ \alpha_3 \ln \text{pib3}_i + \nu_i - \mu_i, \end{aligned} \quad (17)$$

onde $\ln \text{larrec}_i$ é o logaritmo natural da arrecadação tributária do estado⁵ i e $\ln \text{pib1}_i$, $\ln \text{pib2}_i$, $\ln \text{pib3}_i$ são, respectivamente, os logaritmos naturais dos PIBs agrícola, industrial e de serviços do estado i .

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

A partir daí, procedeu-se ao refinamento da busca pelo melhor λ . Para tanto, o procedimento

iterativo foi realizado para valores de λ 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. Esse padrão é explicado pelo fato de que a soma dos quadrados dos resíduos é, por si mesma, uma variável aleatória e, portanto, sujeita a idiosincrasias que são mais localmente aparentes. De qualquer maneira, a análise permitiu a estimativa do melhor λ , 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 coletados os coeficientes de FEGP para cada uma das unidades da federação.

Na Tabela 1, no Apêndice A, os resultados das estimações são dispostos. Nela, aparecem as estimativas para os coeficientes de cada um PIBs setoriais, bem como as estimativas das variâncias do choque idiosincrático (σ_ν) e do termo representativo da ineficiência (σ_μ), além dos desvios-padrão 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 unidades da federação, o valor da soma dos coeficientes α_1 , α_2 e α_3 foi considerado significativamente diferente de 1. Isso 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 e, por último, o PIB industrial.

Como os coeficientes são as elasticidades do produto em relação aos insumos, os valores da Tabela 1 indicam que um por cento de aumento no PIB estadual de serviços elevará a arrecadação em 0,71%, enquanto a elasticidade 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. Por exemplo, no Mapa 1, são apresentadas as variações do parâmetro α_0 .

⁴ À época da conclusão deste artigo, 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.

⁵ Foram utilizados, no cômputo da $\ln \text{larrec}_i$, todos os tributos estaduais. Não houve considerações sobre incentivos fiscais.

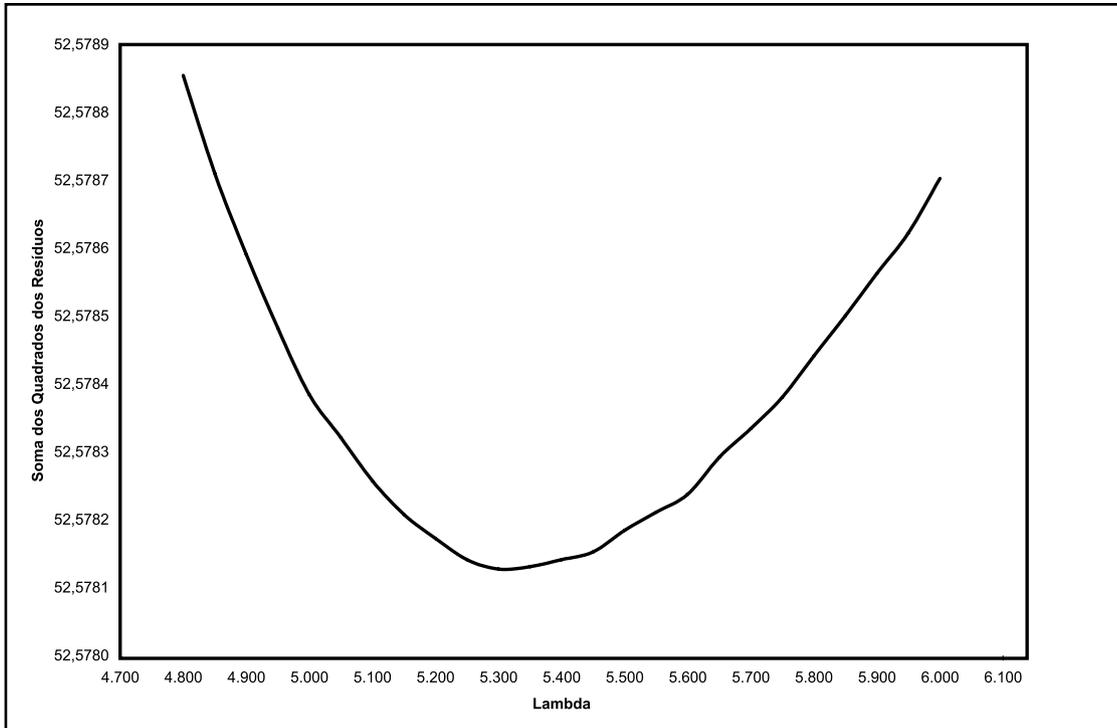


Gráfico 1 – Soma dos Quadrados dos Resíduos das Estimações em Função do Lambda Selecionado – Lambda entre 4.800 e 6.000

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

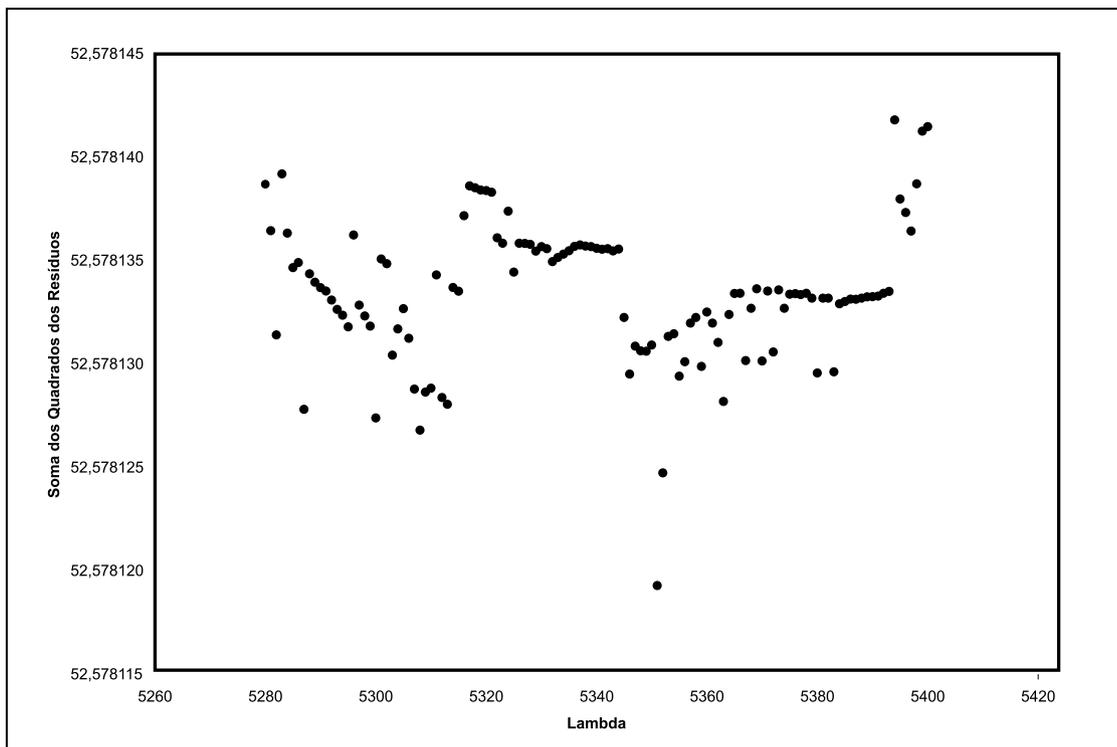
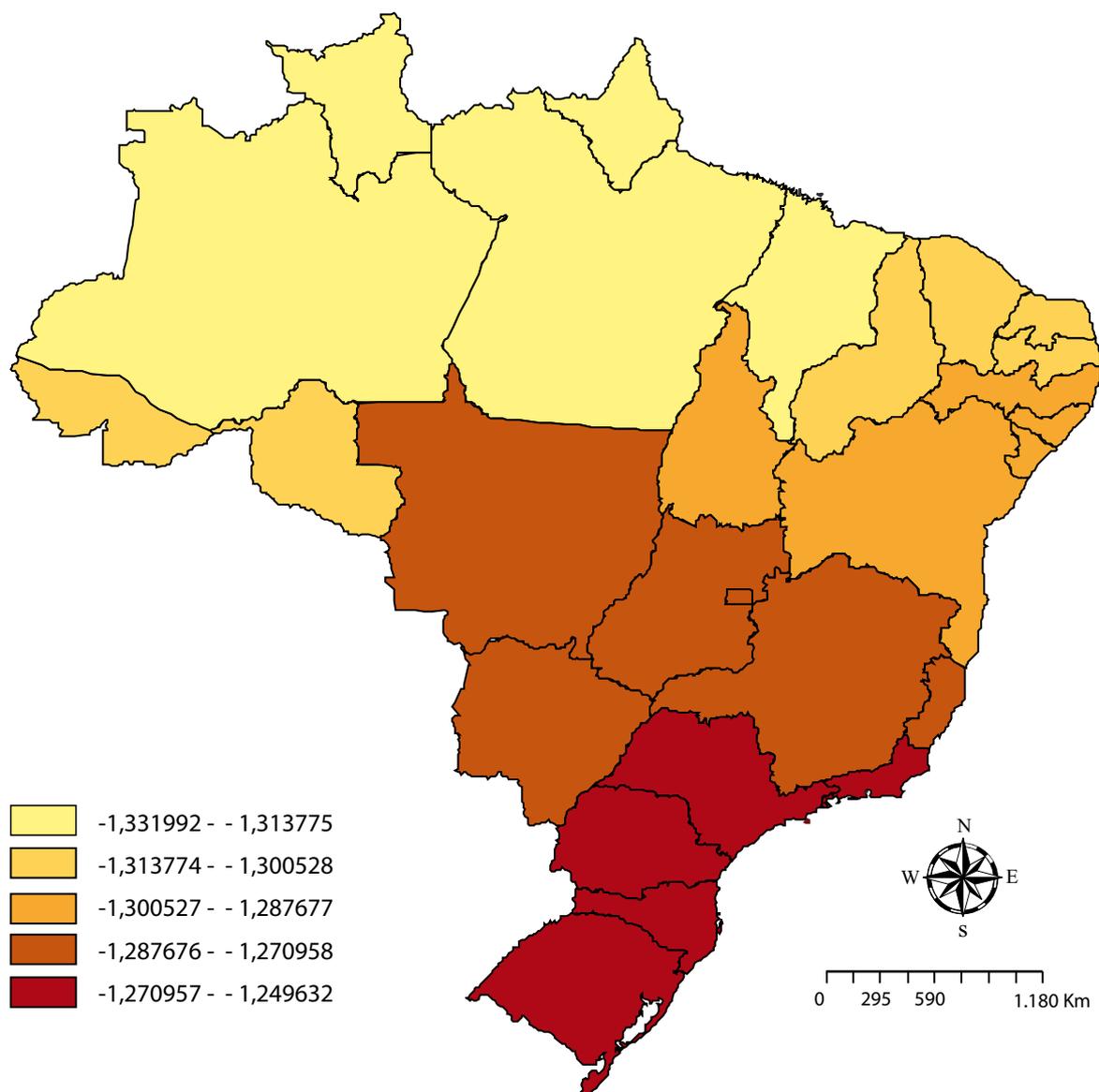


Gráfico 2 – Soma dos Quadrados dos Resíduos das Estimações em Função do Lambda Selecionado – Lambda entre 5.280 e 5.400

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

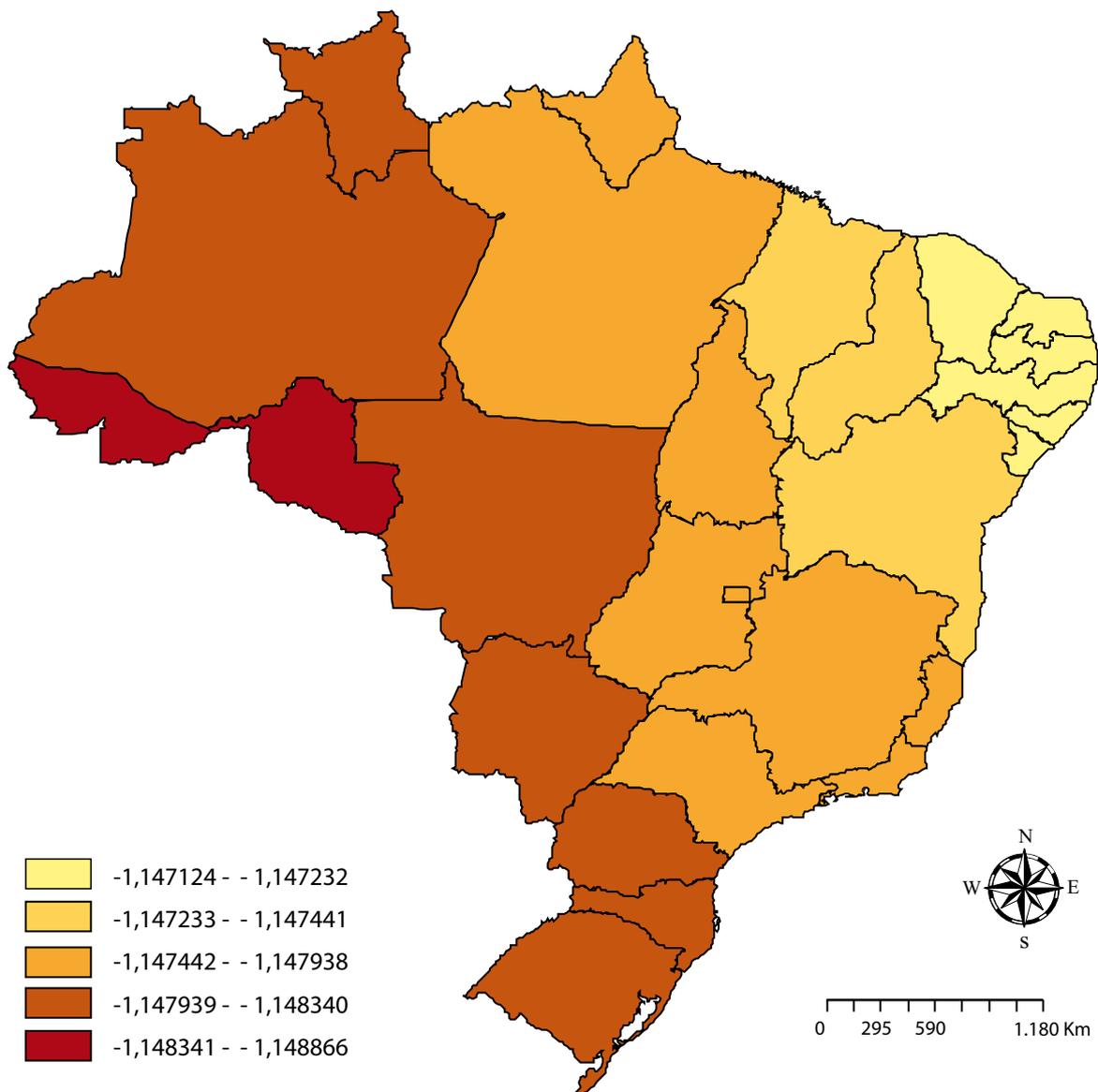


Mapa 1 – Distribuição Regional do Parâmetro α_0

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

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. Esse parâmetro dá uma ideia de 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. Isso significa que aqueles estados têm uma menor elasticidade dos tributos em relação ao PIB estadual.

O Mapa 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.

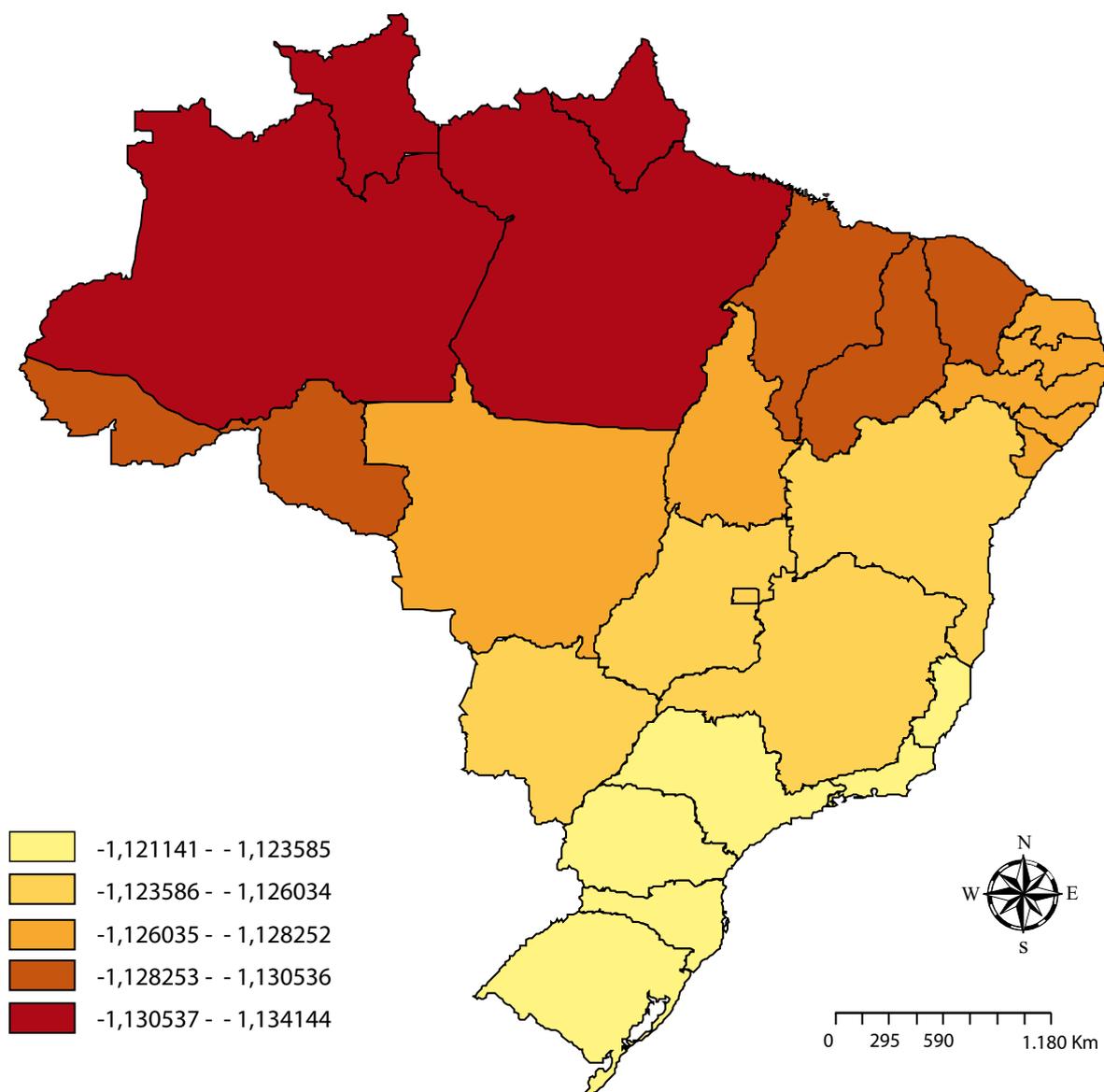


Mapa 2 – Distribuição Regional do Parâmetro α_1

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

A distribuição regional do parâmetro α_2 é descrita pela Mapa 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 nos estados do Norte e Nordeste e consequente facilidade de fiscalização. Aqui, não se trata de afirmar que os estados da região Norte e Nordeste arrecadam mais do que os das outras regiões em função da sua base industrial, mas, sim, que eles têm maior facilidade de arrecadar na base industrial comparativamente às outras bases



Mapa 3 – Distribuição Regional do Parâmetro α^2

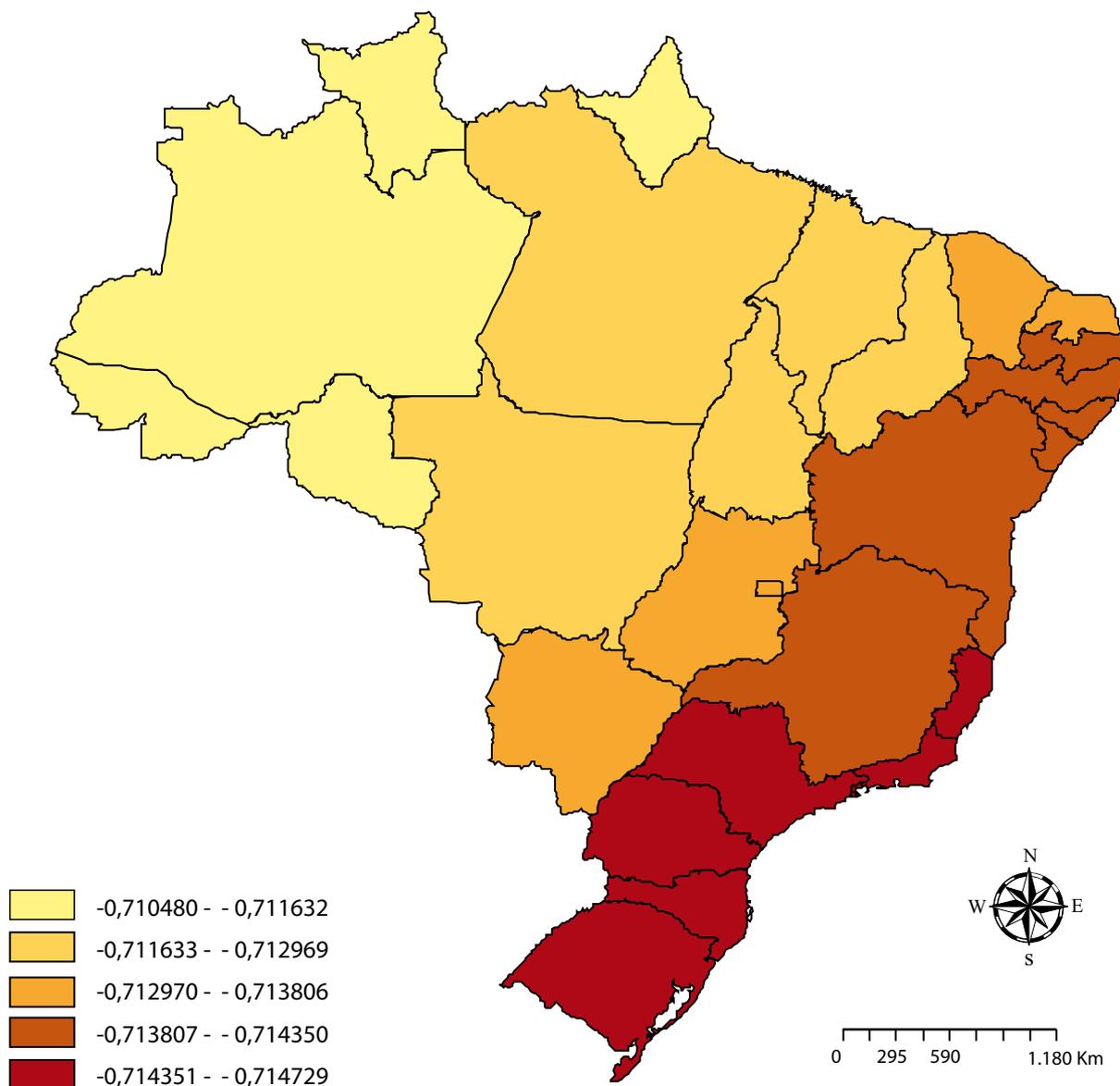
Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

No Mapa 4, pode-se apreciar a distribuição do parâmetro α_3 . Como 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. Isso significa uma maior capacidade dos estados das regiões Sul e Sudeste na transformação de PIBs de serviços em arrecadação tributária.

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 no Mapa 5, existe maior heterogeneidade no sul do país, mas a distribuição deste parâmetro para o norte não é contínua.

Já o parâmetro σ_v mede a variância dos choques idiossincráticos aos quais estão submetidas às arrecadações tributárias dos estados brasileiros. No Mapa 6, nota-se que tal variância aumenta na direção de sudeste para noroeste, atingindo seu pico em estados da região Norte. Isso indica uma relação mais estreita entre os PIB estaduais e a arrecadação tributária nos estados do Sul e Sudeste do que nos



Mapa 4 – Distribuição Regional do Parâmetro α^3

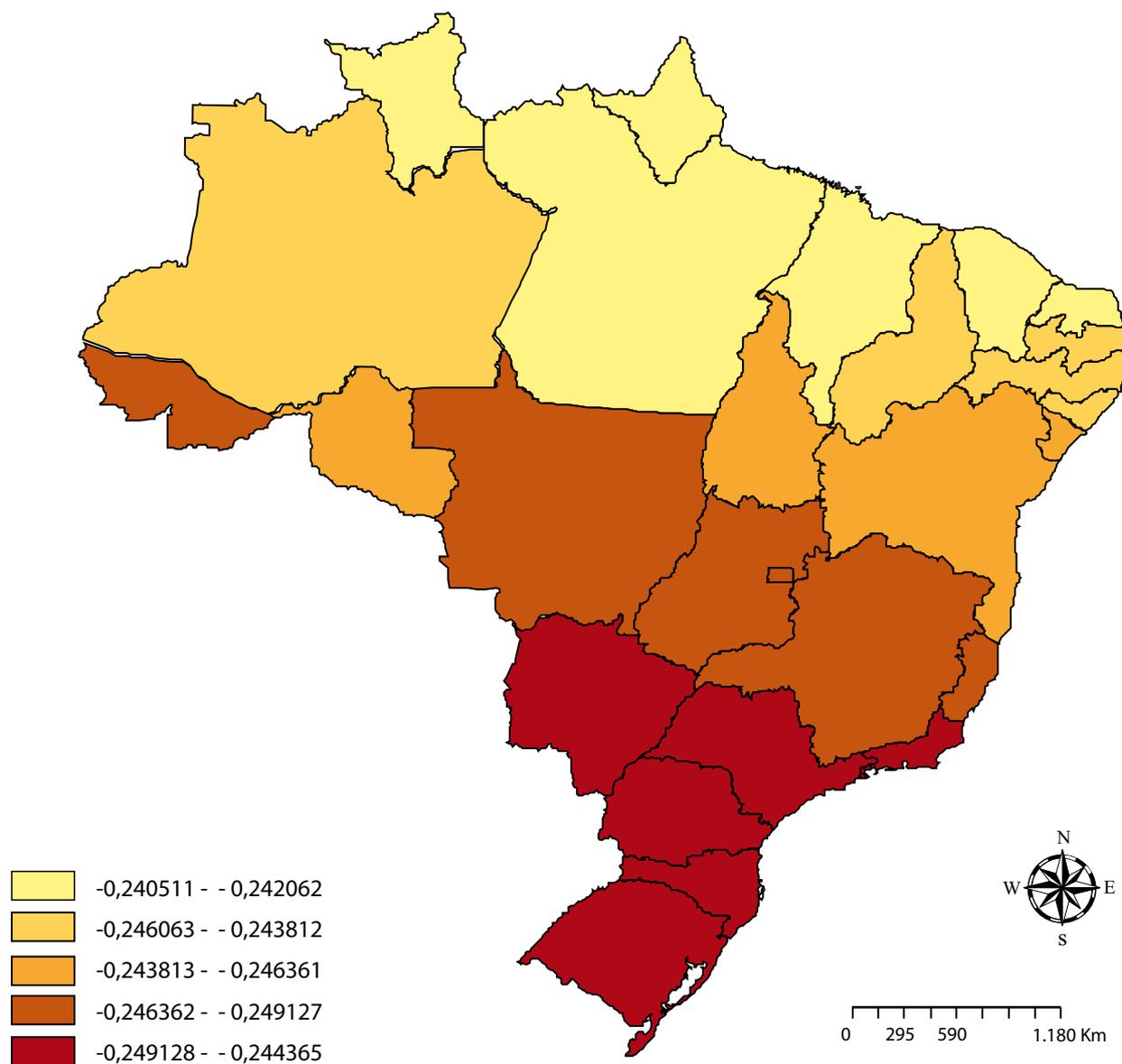
Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

demais. Assim, variações aleatórias (inesperadas) na arrecadação de tributos nestas regiões são mais raras e de menor magnitude.

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 2A, no Apêndice A. Nesta Tabela 2A, são apresentados dois diferentes estimadores: o primeiro deles é 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 2A 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,



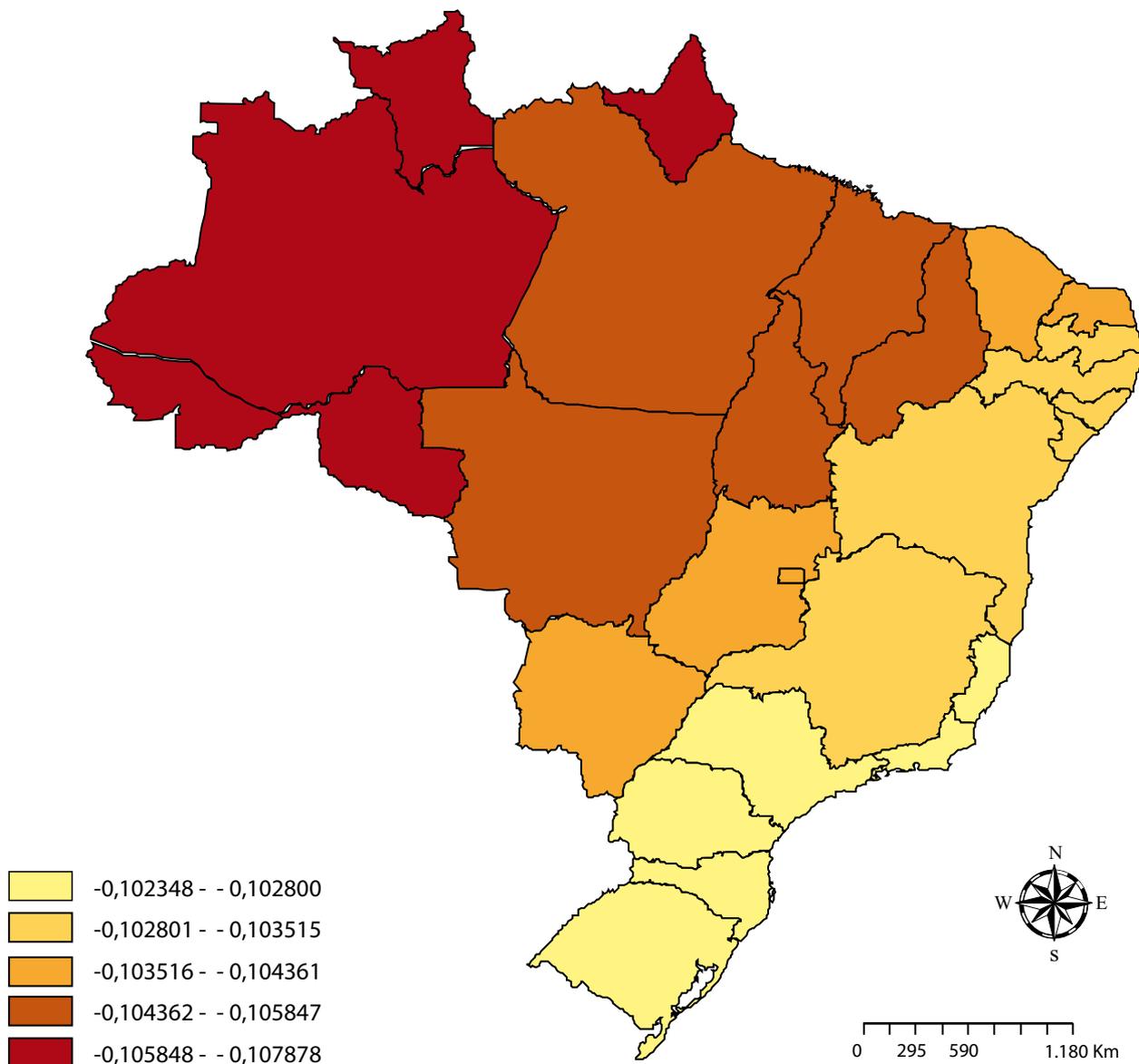
Mapa 5 – Distribuição Regional do Parâmetro σ_{μ}

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

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.



Mapa 6 – Distribuição Regional do Parâmetro σ_v

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

5 – CONCLUSÃO

Este artigo 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 5.352km, 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 suas variações geográficas. Foi possível, por exemplo, detectar que os estados da região Sul têm,

bem como Rio de Janeiro e São Paulo, uma maior elasticidade dos tributos em relação ao PIB estadual. Estes estados também apresentaram produtividade relativamente maior com relação ao setor terciário, enquanto os estados do Norte mostram maior produtividade relativa no setor secundário. Já a setor agrícola apresentou padrão diferenciado, uma vez que a produtividade tributária cresce de leste para oeste, talvez refletindo a maior industrialização do setor primário associada à atividade exportadora. Na comparação entre os setores, o setor de serviços foi o que apresentou maior produtividade tributária em todos os estados considerados, corroborando os achados de Piancastelli, Boueri e Vasconcelos (2004).

A variância da produtividade cresce de sul para norte, enquanto a variância da arrecadação condicionada aos produtos setoriais decresce 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, tanto quando o estimador JLMS foi aplicado (em suas duas versões) no modelo FEGP, como 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, sendo que os estados mais beneficiados de tal acréscimo seriam, em ordem, 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 o da 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 também a dados municipais. Nesse caso, uma investigação futura deverá contemplar alternativas para o parâmetro λ , de suavização dos parâmetros localmente estimados.

ABSTRACT

This paper develops and applies the Stochastic Frontier Geographically Weighted (SFGW) to assess 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 of their geographical variations. It has been found that southern states have, as well as Rio de Janeiro and 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) and Santa Catarina (R\$ 3.8 billions).

KEY WORDS

Taxation. Local Governments.

REFERÊNCIAS

- BAHL, R. W. A regression approach to tax effort and tax ratio Analysis. **IMF Staff Papers**, n. 18, p. 570-607, 1971.
- CHELLIAH, R. J.; BAAS, H. J.; KELLY, M. R. Tax ratios and tax effort in developing countries, 1969-1971. **IMF Staff Papers**, n. 22, p. 187-205, 1975.
- FOTHERINGHAM, A. S., BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. **Geographically weighed regression: the analysis of spatially varying relationships**. Chichester: Willey. 2002.
- _____. **Quantitative geography: perspectives on spatial data analysis**. London: Sage Publications, 2000.

JONDROW, J. et al. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier of production function model. **Journal of Econometrics**, v. 19, p. 233-38, 1982.

KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. **Stochastic frontier analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.

LOTZ, J. R.; MORSS, E. A theory of the tax level determinants for developing countries. **Economic Development and Cultural Change**, v. 18, p. 328-341, 1970.

PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R.; VASCONCELOS, J. R. **Esforço fiscal dos estados brasileiros**. Brasília, DF: IPEA, 2004. (IPEA: Texto para Discussão, n. 1.045).

PIANCASTELLI, M. **Measuring the tax effort of developed and developing countries**: cross country panel data analysis – 1985/95. Brasília, DF: IPEA, 2001. (IPEA: Texto para Discussão, n. 818).

PITT, M. M.; LEE, L. The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. **Journal of Development Economics**, v. 9, p. 43-64, 1981.

RIBEIRO, E. P. **Transferências intergovernamentais e esforço fiscal dos estados brasileiros**. [S.l.], 1998. Mimeografado.

RIPLEY, B. D. **Spatial statistics**. [S.l.], 2004. (Wiley-Interscience).

SCHWENGBER, S. B.; RIBEIRO, E. P. **O impacto do Fundo de Participação (FPE) no esforço tributário dos estados**: uma estimativa do potencial de arrecadação do ICMS. Brasília, DF: Secretaria do Tesouro Nacional, 1999. VI Prêmio STN de Monografias.

Recebido para publicação em 12.04.2010.

APÊNDICE A

Tabela 1A – Coeficientes Estimados e Respetivos Desvios-padrão

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
Geará	-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

continua

Tabela 1A – Coeficientes Estimados e Respectivos Desvios-padrão

conclusão

ESTADO	α_0	α_1	α_2	α_3	σ_v	σ_u
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

Fonte: Elaboração Própria dos Autores

Tabela 2A –Eficiência Tributária Estimada com o Modelo FEGP

ESTADO	Estimação Geograficamente Ponderada				Estimação Tradicional	
	$E[\mu_i/\varepsilon_i]$	ET_i	$M[\mu_i/\varepsilon_i]$	ET'_i	$E[\mu_i/\varepsilon_i]$	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

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

