

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1045

ESFORÇO FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS

**Marcelo Piancastelli
Rogério Boueri Miranda
José Romeu de Vasconcelos**

Brasília, setembro de 2004

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1045

ESFORÇO FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS*

Marcelo Piancastelli**

Rogério Boueri Miranda***

José Romeu de Vasconcelos****

Brasília, setembro de 2004

* Este trabalho é resultado da Pesquisa “Ajuste Fiscal dos Estados Brasileiros: a receita tributária revisitada”, financiada com Recursos do Programa Rede-Ipea. Os autores agradecem o inestimável auxílio de André Maia, bem como as sugestões dos participantes do Seminário Interno Dirur/Ipea. Quaisquer erros, incorreções ou imprecisões são de responsabilidade dos autores.

** Diretor de Estudos Regionais e Urbanos do Ipea.

*** Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea e Professor da Universidade Católica de Brasília.

**** Consultor da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos do Ipea.

Governo Federal

**Ministério do Planejamento,
Orçamento e Gestão**

Ministro – Guido Mantega

Secretário-Executivo – Nelson Machado

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, 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

Glauco Arbix

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretor de Administração e Finanças

Celso dos Santos Fonseca

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Luiz Henrique Proença Soares

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Marcelo Piancastelli de Siqueira

Diretor de Estudos Setoriais

Mario Sergio Salerno

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

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

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

ISSN 1415-4765

JEL H2
H71
C33

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 o do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

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

Esta publicação contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento – BID, via Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas – Rede-Ipea, o qual é operacionalizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – Pnud, por meio do Projeto BRA/97/013.

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

Secretário-Executivo do Comitê Editorial

Marco Aurélio Dias Pires

SUMÁRIO

SINOPSE

1 INTRODUÇÃO 7

2 ANTECEDENTES E MOTIVAÇÃO: POR QUE CALCULAR
O ESFORÇO FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS? 7

3 ESTUDOS ANTERIORES E TEORIA 9

4 METODOLOGIA E DADOS 10

5 RESULTADOS 14

6 CONSTRUÇÃO DOS ÍNDICES DE ESFORÇO FISCAL 17

7 CONCLUSÕES 22

ANEXO 24

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 38

SINOPSE

Este trabalho avalia o esforço fiscal empregado pelas administrações estaduais brasileiras no período de 1985 a 1999. Os níveis de esforço fiscal são avaliados levando-se em conta vários fatores peculiares de cada estado, tais como proporções setoriais do produto estadual, renda *per capita* estadual e produto estadual total. Além disso, tentou-se capturar o efeito de variáveis importantes, como por exemplo a estrutura tributária existente e a facilidade/dificuldade de comunicação de cada estado, por meio de estimação de dados em painel com efeito fixo. Os resultados indicam uma evolução do esforço fiscal no período, independentemente das ocasionais deteriorações de outros índices fiscais.

1 INTRODUÇÃO

Análises sobre o tamanho do setor público em um grande número de países desencadearam tentativas de se explicar estatisticamente a variância da carga fiscal, definida como a razão entre a receita tributária total e o Produto Interno Bruto (PIB). Essas análises tradicionalmente usam modelos de regressão simples com uma equação para identificar as diferenças, entre países, da carga tributária.

Em certo sentido, tal esforço representa uma tentativa de se montar uma teoria positiva da tributação, admitindo-se que características mensuráveis de cada país e/ou estado de uma Federação podem estar associadas a preferências reveladas: pelos respectivos governos em relação ao tamanho do setor público; pela estrutura econômica e social prevalecente; e pelas próprias atitudes da população e dos sistemas judiciários em relação ao rigor que deve ser atribuído às obrigações fiscais.

Os diversos modelos para estimativas de esforço fiscal, apesar de amplamente utilizados na formulação de políticas fiscais em inúmeros países, bem como por instituições financeiras internacionais, não evitaram que os vários estudos existentes estivessem limitados por um conjunto de problemas metodológicos e conceituais que se originam nas próprias hipóteses que sustentam os trabalhos empíricos.

Este trabalho tem, pois, dois objetivos: o primeiro é prover estimativas para reexaminar os esforços de ajustamento fiscal por parte dos estados brasileiros, com ênfase na expansão das respectivas arrecadações tributárias, no período 1986-1999, ou seja, no período imediatamente anterior e durante a implementação dos programas de ajuste fiscal; o segundo é identificar, com maior rigor estatístico, as variáveis explicativas que determinam a capacidade tributária dos estados brasileiros e as possíveis características do desempenho fiscal de cada um deles.

O texto está organizado da seguinte maneira: após esta Introdução, a seção 2 trata dos antecedentes, da importância e do momento oportuno de se efetuar uma análise rigorosa do esforço de elevação da receita tributária dos estados brasileiros; a seção seguinte considera estudos anteriores e a teoria sobre esforço fiscal; a seção 4 discorre sobre a metodologia e os dados utilizados; a seção 5 descreve as evidências empíricas resultantes de estimativas realizadas com modelo de painel de dados; a seção 6 apresenta a construção dos índices de esforço fiscal e apresenta algumas situações estático-comparativas; e, por fim, a última seção traz uma conclusão a respeito da discussão desenvolvida.

2 ANTECEDENTES E MOTIVAÇÃO: POR QUE CALCULAR O ESFORÇO FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS?

A importância de se trabalharem os dados referentes ao esforço fiscal dos estados brasileiros é oportuna e relevante por vários motivos. Inicialmente, porque o período em consideração capta parte da situação fiscal pré-existente à promulgação da Constituição de 1988. A seguir, porque as modificações no panorama fiscal introduzidas pela nova Constituição foram substanciais na medida em que deflagraram um processo de descentralização no sistema de repartição de receitas que favorecia acentuadamente os estados e os municípios brasileiros.

Ao longo da década de 1990, estados e municípios obtiveram importante adicional de recursos, por meio da elevação das transferências constitucionais, implementadas pelo governo federal, por intermédio do Fundo de Participação dos Estados (FPE) e do Fundo de Participação dos Municípios (FPM), e também pelos substanciais aumentos nas transferências legais voltadas a objetivos sociais. Assim, diante de um volume considerável de transferências, a maioria dos estados deixou de empreender esforços para explorar e elevar seus próprios potenciais de arrecadação. Ao contrário, iniciaram uma política fiscal expansionista que resultou na elevação de seus dispêndios com pessoal, custeio e na implementação de mecanismos voltados para a atração de investimentos industriais com o intuito de gerar emprego e renda, o que se tornou um exemplo típico de *moral hazard*, que passou a ser amplamente conhecido como “guerra fiscal”, com evidentes efeitos deletérios para a saúde das respectivas finanças públicas.

Além do mencionado acréscimo de recursos, obtidos por meio das transferências constitucionais, receitas de estados e municípios foram beneficiadas pela inclusão, na base de cálculo do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), de impostos federais: os impostos únicos. Acrescente-se a esses fatores o fato de que os elevados níveis inflacionários e o mecanismo de indexação plena implementada nos anos 1993 e 1994, situação prévia à introdução do Plano Real, em julho de 1994, proporcionaram ganhos financeiros importantes aos Tesouros estaduais.

Ainda no fim da década de 1980 e ao longo da década de 1990, estados e municípios brasileiros beneficiaram-se de vários programas de reestruturação de seus passivos financeiros junto ao governo federal e a instituições financeiras nacionais e internacionais. Em 1989, a Lei nº 7.976 autorizou o Banco do Brasil a refinanciar, por um período de vinte anos, os pagamentos de débitos externos contraídos pelos estados e regulados pelos “Avisos” do Ministério da Fazenda, operações estas conhecidas como *relending*. Em 1991, a Lei nº 8.388 introduziu novas condições para que os governos subnacionais efetivassem pagamentos de dívida financeira interna. Em 1993, a Lei nº 8.727 estabeleceu novas condições para pagamentos da dívida externa de estados e municípios, em decorrência da conclusão da renegociação da dívida externa brasileira.

A queda abrupta dos níveis de inflação doméstica, após a introdução do Plano Real, em 1994, provocou uma inédita transformação nas finanças públicas do país, e em particular dos estados e dos municípios. Todos os níveis de governo passaram a conviver com a perda de receitas inflacionárias e a enfrentar uma situação fiscal até então jamais verificada. A prática de concessão de reajustes para despesas de pessoal e de custeio com base na inflação passada não foi imediatamente abandonada, o que ocasionou um desencontro entre os fluxos financeiros oriundos de receitas fiscais e as obrigações de pagamentos.

Tal situação provocou profunda crise em alguns estados, com ruptura da ordem financeira e interrupção na oferta de serviços públicos essenciais à população – e, de modo geral, para todos os estados, houve inusitada restrição financeira nunca vivenciada pelo setor público brasileiro. O governo federal viu-se obrigado a patrocinar mais um programa de reestruturação financeira, dessa vez acoplada a um rígido programa de ajustamento fiscal. A Lei nº 9.496, de 1997, estabeleceu as condições básicas para o programa, obrigando os estados que aderissem a ele a perseguir metas fiscais, tais como resultados primários crescentes nas contas públicas, controle das despesas de pessoal,

metas de arrecadação de receita fiscal, programação de investimentos compatível com a disponibilidade de recursos e capacidade de pagamento e relação dívida financeira/receita real líquida decrescente.

Todos os estados aderiram ao programa de reestruturação financeira e ajuste fiscal. Sendo assim, o cálculo do esforço fiscal para os estados, ao abranger período de tantas e relevantes mudanças estruturais, é importante para se averiguar, de maneira rigorosa, o efeito conjunto de tais medidas.

Entretanto, a aprovação recente da nova Proposta de Emenda Constitucional (PEC nº 42/2003), que trata da reforma tributária, poderá se constituir em um novo marco para o desempenho fiscal dos estados. Resultados empíricos apresentados neste trabalho podem, eventualmente, servir de referência para futuros estudos sobre esse desempenho uma vez que estão baseados em evidências de período imediatamente anterior à reforma e, como tal, poderão contribuir para aferir efeito real das reformas aprovadas.

3 ESTUDOS ANTERIORES E TEORIA

Geralmente, a análise da carga fiscal (relação receita tributária total/Produto Interno Bruto) tem sido utilizada para explicar as principais diferenças no desempenho fiscal entre diversos países. Utiliza-se um modelo estocástico em que T é a receita tributária total, Y é uma *proxy* para renda – Produto Interno Bruto (PIB) ou Produto Nacional Bruto (PNB) –, T/Y é a carga tributária, X_i ($i = 1...n$) representa as diversas variáveis independentes que influenciam a carga tributária e U é um erro aleatório.

$$T/Y = f(X_1, \dots, X_n, U) \quad (1)$$

As variáveis independentes que têm sido utilizadas em trabalhos anteriores, para um significativo número de países, são: Produto Interno Bruto *per capita*, que é positivamente correlacionado com T/Y ; e proporção de comércio internacional/PIB (importações mais exportações sobre PIB), que se pressupõe ser positivamente relacionada com T/Y porque o comércio internacional é ainda importante fonte de receita tributária principalmente em grande parte dos países em desenvolvimento. Espera-se que a renda *per capita* e a participação do setor minerador no PIB também sejam positivamente relacionadas com a receita tributária.

Contudo, a participação do setor agrícola no PIB é, em geral, inversamente relacionada com a carga tributária. Variáveis como taxa de analfabetismo e grau de monetização da economia apresentam fraca porém positiva correlação com a carga tributária.

Os índices de esforço fiscal são, em geral, considerados, internacionalmente, como um indicador superior à própria carga tributária. Isso porque consideram as diferentes maneiras pelas quais cada país explora sua capacidade de arrecadação. Lotz e Mors (1970) foram os primeiros a utilizar as diferenças entre valores atuais e valores estimados da carga tributária, com o propósito de efetuar comparações de esforço fiscal entre países. Bahl (1971) apresenta extensiva pesquisa sobre o tema e conclui que “entre países em desenvolvimento, diferenças no grau de abertura da economia respondem pelas diferenças entre as receitas governamentais pelo menos quanto às diferenças entre os níveis de renda *per capita*”. Ele sugere, entretanto, a existência de razoável grau de volati-

lidade nos resultados estatísticos graças a variações na composição e na amplitude das amostras de países incorporados nos exercícios de estimativas.

Por fim, deve-se salientar a recomendação de Chelliah, Baas e Kelly (1975), no sentido de que os índices de esforço fiscal não sejam utilizados mecanicamente, mas que sejam considerados como informação útil para a análise do desempenho fiscal de um país ou para o exame da viabilidade de elevação da carga tributária

4 METODOLOGIA E DADOS

A avaliação do esforço fiscal empreendido pelas Unidades da Federação levará em conta as características particulares de cada estado brasileiro de forma que tais condições possam ser captadas pelas estimativas de carga fiscal. Por exemplo: em alguns estados, a economia informal pode ser proporcionalmente mais extensa que em outros. Assim, mesmo que o governo estadual efetue um esforço legítimo de arrecadação, a carga tributária nessa Unidade da Federação tende a ser menor que em outra onde predominam os setores econômicos formais. De maneira análoga, as estimativas de carga tributária devem refletir o desempenho daqueles estados com maior tradição fiscal, a melhor estrutura de fiscalização ou até mesmo condições geográficas que permitam o melhor acompanhamento do fluxo de mercadorias e/ou a geração de serviços por parte dos órgãos de arrecadação.

Este estudo tentou incorporar essas diferenças adicionando variáveis específicas para cada estado, tais como distribuições setoriais dos PIBs estaduais, renda *per capita* estadual etc. Contudo, não é possível especificar todas as diferenças existentes por meio de inclusão apenas de variáveis independentes nos modelos de estimação, uma vez que tais distinções são de caráter múltiplo. Estados com população mais dispersa ou com atividade econômica menos concentrada, por exemplo, tenderão a obter cargas fiscais menos elevadas que outros mais densamente povoados e com maior concentração produtiva. Nem sempre é possível a identificação de variáveis fidedignas representativas de tais características.

Até certo ponto, no entanto, tais peculiaridades podem ser estatisticamente capturadas por meio de estimação em painel de dados. Nesse caso, assume-se que os efeitos dessas características serão capturados pelos interceptos dos modelos de estimação, que serão certamente diferenciados para cada um dos estados.

4.1 BASE DE DADOS

Os dados utilizados na estimação são provenientes de duas principais fontes: Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Tal acervo cobre anualmente o período de 1986 a 1999.

As cargas tributárias totais dos estados foram obtidas a partir das informações sobre arrecadação estadual da STN e dos PIBs estaduais calculados pelo IBGE. As cargas são calculadas como a razão entre esses dois valores. Os dados sobre participações setoriais nos PIBs estaduais, bem com os referentes aos PIBs *per capita* e ao total dos estados foram obtidos no *site* do Departamento de Contas Regionais do IBGE.

4.2 PROCESSO DE ESTIMAÇÃO

De posse dos dados descritos anteriormente, procedeu-se à estimação, utilizando-se para tanto técnicas de painel de dados. Essa estimação envolve, frequentemente, tanto problemas de autocorrelação dos resíduos quanto de heterocedasticidade. Isso decorre do fato de que dados em painel são na verdade uma mistura de séries temporais e dados de corte longitudinal. Como as primeiras em geral apresentam autocorrelação dos resíduos e os segundos podem envolver heterocedasticidade,¹ ambas as características têm probabilidade de serem encontradas em painéis.

Para lidar eficientemente com essas violações das hipóteses de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), é necessária a estimação por meio da técnica de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Para tanto, utilizou-se a transformação de Cochrane-Orcut modificada. Primeiro, foram estimados os parâmetros utilizando-se MQO. Sabe-se que em presença de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos tal procedimento originará estimadores não-viesados, porém ineficientes. Depois são colecionados os resíduos obtidos na estimação e os erros são testados para a presença de correlação serial e heterocedasticidade. Em caso afirmativo, utiliza-se a transformação de Cochrane-Orcut modificada e então o modelo é estimado em segundo estágio.

Um ponto notável desse processo é o de que a transformação tradicional não elimina a heterocedasticidade dos erros (se esta estiver presente). Para se entender o porquê de tal fato, considera-se o seguinte sistema:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_{i,t} = \mathbf{a}_i + \mathbf{b} X_{i,t} + \mathbf{e}_{i,t} \\ \mathbf{e}_{i,t} = \mathbf{r}_i \mathbf{e}_{i,t-1} + \mathbf{m}_{i,t} \\ \mathbf{m}_{i,\bullet} \sim N(0, \mathbf{s}_i^2), \\ \text{cov}(\mathbf{m}_{i,\bullet}, \mathbf{m}_{j,\bullet}) = \begin{cases} \mathbf{s}_i^2, & \text{se } i = j \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \\ \mathbf{s}_i^2 \neq \mathbf{s}_j^2 \text{ para pelo menos um } i \end{array} \right. \quad (\text{S1})$$

A aplicação da transformada de Cochrane-Orcut com vistas à correção simultânea da autocorrelação residual e da heterocedasticidade não eliminaria este último problema. Esse processo é eficiente para dados longitudinais ou para séries temporais, mas não funciona para painéis de dados porque a variância estimada neste caso é o do resíduo \mathbf{e} , e não do resíduo \mathbf{m} .

Pode-se notar que a heterocedasticidade não é inteiramente considerada no caso da aplicação em dois estágios. Supondo erros auto-regressivos:

1. A heterocedasticidade é evitada quando se estima o painel com efeitos aleatórios.

$$\mathbf{e}_{i,t} = \mathbf{r}_i \mathbf{e}_{i,t-1} + \mathbf{m}_{i,t} \Rightarrow$$

$$\mathbf{e}_{i,t+n} = \mathbf{r}_i^n \mathbf{e}_t + \sum_{j=0}^n \mathbf{r}_i^j \mathbf{m}_{i,t+n-j} \Rightarrow$$

$$\text{quando } n \rightarrow \infty \Rightarrow \mathbf{e}_{i,t+n} = \sum_{j=0}^n \mathbf{r}_i^j \mathbf{m}_{i,t+n-j}$$

Dado que $-1 < \rho < 1$: Como \mathbf{e} é uma soma de variáveis aleatórias (todas com média zero), pode-se deduzir sua variância da seguinte forma:

$$\text{Var}(\mathbf{e}_{i,t+n}) = E[\mathbf{e}_{i,t+n}^2] = \left[\sum_{j=0}^n \mathbf{r}_i^j \mathbf{m}_{i,t+n-j} \right]^2 \Rightarrow$$

$$\text{Var}(\mathbf{e}_{i,t+n}) = E \left[\sum_{j=0}^n \mathbf{r}_i^{2j} \mathbf{m}_{i,t+n-j}^2 \right] + 2E \left[\sum_{k \neq j} \mathbf{r}_i^j \mathbf{r}_i^k \mathbf{m}_{i,t+n-j} \mathbf{m}_{i,t+n-k} \right]$$

Considerando que o segundo termo do lado direito é uma soma de zeros, a variância do resíduo reduz-se a:

$$\text{Var}(\mathbf{e}_{i,t+n}) = \sum_{j=0}^n \mathbf{r}_i^{2j} E[\mathbf{m}_{i,t+n-j}^2] \Rightarrow \sum_{j=0}^n \mathbf{r}_i^{2j} \mathbf{s}_i^2 \Rightarrow$$

$$\text{Var}(\mathbf{e}_{i,t+n}) = \mathbf{s}_i^2 = \frac{\mathbf{s}_i^2}{1 - \mathbf{r}_i^2}$$

Na aplicação usual da transformada de Cochrane-Orcut em dois estágios, computam-se os resíduos de MQO e calculam-se as correlações (ρ_i) e as variâncias ($\sigma_{\mathbf{e}_i}^2$), ambas por grupos. Estima-se, então, a seguinte equação:

$$\frac{y_{i,t} - \mathbf{r}_i y_{i,t-1}}{\mathbf{s}_{\mathbf{e}_i}} = \frac{(1 - \mathbf{r}_i) \mathbf{a}_i}{\mathbf{s}_{\mathbf{e}_i}} + \frac{\mathbf{b}(X_{i,t} - \mathbf{r}_i X_{i,t-1})}{\mathbf{s}_{\mathbf{e}_i}} + \frac{\mathbf{e}_{i,t} - \mathbf{r}_i \mathbf{e}_{i,t-1}}{\mathbf{s}_{\mathbf{e}_i}} \quad (2)$$

Observa-se, porém, que tal equação pode ser reescrita como:

$$\frac{(y_{i,t} - \mathbf{r}_i y_{i,t-1})}{\mathbf{s}_i (1 - \mathbf{r}_i^2)^{-1/2}} = \frac{(1 - \mathbf{r}_i) \mathbf{a}_i}{\mathbf{s}_i (1 - \mathbf{r}_i^2)^{-1/2}} + \frac{\mathbf{b}(X_{i,t} - \mathbf{r}_i X_{i,t-1})}{\mathbf{s}_i (1 - \mathbf{r}_i^2)^{-1/2}} + \frac{\mathbf{m}_{i,t}}{\mathbf{s}_i (1 - \mathbf{r}_i^2)^{-1/2}} \quad (2')$$

A variância do termo estocástico da equação (2') ainda depende do i , ou seja, da unidade longitudinal² considerada. Para deduzir-se isso, calcula-se a variância dos erros:

2. No caso específico do presente trabalho, as unidades longitudinais são os estados da Federação.

$$\begin{aligned} \text{Var}\left[\frac{m_{i,t}}{s_i(1-r_i^2)^{-1/2}}\right] &= E\left[\left(\frac{m_{i,t}}{s_i(1-r_i^2)^{-1/2}}\right)^2\right] = E\left[\left(\frac{m_{i,t}^2}{s_i^2(1-r_i^2)^{-1}}\right)\right] \Rightarrow \\ \text{Var}\left[\frac{m_{i,t}}{s_i(1-r_i^2)^{-1/2}}\right] &= \left(\frac{(1-r_i^2)E[m_{i,t}^2]}{s_i^2}\right) = \left(\frac{(1-r_i^2)s_i^2}{s_i^2}\right) \Rightarrow \\ \text{Var}\left[\frac{m_{i,t}}{s_i(1-r_i^2)^{-1/2}}\right] &= 1-r_i^2 \end{aligned}$$

Portanto, a aplicação costumeira da transformada de Cochrane-Orcut não elimina a heterocedasticidade grupal, uma vez que esta varia em função do coeficiente de correlação de cada grupo.

A transformação modificada já incorpora a relação do coeficiente de autocorrelação com a variância da inovação do processo auto-regressivo; tem-se então a seguinte equação a ser estimada:

$$\frac{y_{i,t} - r_i y_{i,t-1}}{(1-r^2)^{1/2} s_{e_i}} = \frac{(1-r_i)a_i}{(1-r^2)^{1/2} s_{e_i}} + \frac{b(X_{i,t} - r_i X_{i,t-1})}{(1-r^2)^{1/2} s_{e_i}} + \frac{e_{i,t} - r e_{i,t-1}}{(1-r^2)^{1/2} s_{e_i}} \quad (3)$$

Neste caso, é possível demonstrar que:

$$\text{Var}\left[\frac{e_{i,t} - r e_{i,t-1}}{(1-r^2)^{1/2} s_{e_i}}\right] = 1$$

e que, portanto, a variância dos resíduos é igual para os grupos longitudinais.

4.3 MODELO DE ESTIMAÇÃO

Os modelos utilizados nas estimações do esforço fiscal dos estados foram sendo alterados (excluindo-se aquelas variáveis independentes não-significativas) até se chegar à especificação mais eficiente, representada pela seguinte equação:

$$Ctt_{i,t} = a_i Agric_{i,t}^{b_1} Ind_{i,t}^{b_2} Serv_{i,t}^{b_3} e^{b_4 Pibpc_{i,t}} e^{b_5 Pibtot_{i,t}} e^{e_{i,t}} \quad (4)$$

Assim, $Ctt_{i,t}$ é a carga tributária total no estado i e no ano t ; $Agric_{i,t}$, $Ind_{i,t}$ e $Serv_{i,t}$ são respectivamente as proporções dos setores agrícola, industrial e de serviços no Produto Interno Bruto do estado i no ano t ; $Pibpc_{i,t}$ é o PIB *per capita* do estado i no ano t ; $Pibtot_{i,t}$ é o PIB do estado i no ano t ; a_i é a constante associada ao estado i (temporalmente fixa); b_1 a b_5 são os parâmetros que medem os efeitos das variáveis explicativas sobre a carga tributária total; e $e_{i,t}$ é um erro aleatório com distribuição log-normal.

Tomando-se os logaritmos naturais da equação (1) obtém-se:

$$\begin{aligned} \ln(Ctt_{i,t}) &= \ln(a_i) + b_1 \ln(Agric_{i,t}) + b_2 \ln(Ind_{i,t}) \\ &+ b_3 \ln(Serv_{i,t}) + b_4 Pibpc_{i,t} + b_5 Pibtot_{i,t} + e_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

A equação (4) pode ser, então, estimada por mínimos quadrados.

A lógica por trás dessa formulação é a de que cada setor econômico possui características próprias, as quais podem ter impactos positivos ou negativos em relação à tributação. Portanto, seria de se esperar que estados com composições econômicas distintas possuam cargas tributárias diferentes. Além disso, a renda *per capita* do estado também deverá influenciar a sua carga tributária, visto que quanto maior for a primeira maior deverá ser a segunda, se os impostos tiverem caráter progressivo. Os PIBs reais dos estados são utilizados para se capturar possíveis ganhos (ou perdas) de escala na administração tributária.

As correções para autocorrelação e heterocedasticidade também têm significado econômico. A existência de autocorrelação positiva quer dizer que se a carga tributária está abaixo da carga média, um esforço fiscal adicional deverá ser empregado a fim de quebrar a inércia, enquanto estados com carga fiscal alta necessitam de esforço fiscal relativamente menor para manter sua posição. Ao corrigir a regressão para a presença de autocorrelação, este trabalho leva em conta a necessidade desse esforço suplementar para que uma situação de alta ou baixa carga fiscal seja revertida.

Situações em que ocorrem altas variâncias nos resíduos podem ser interpretadas, por sua vez, como um baixo grau de correspondência entre o esforço tributário efetivo de um determinado estado e o resultado obtido. A heterocedasticidade então significa que diferentes estados possuem níveis de correspondência. Assim, em estados com alta variância, resultados excessivamente bons ou ruins terão peso menor na estimação.

Após essa estimação, foram contrastados os resultados obtidos com os verdadeiros desempenhos tributários dos estados e foi computada uma medida de esforço fiscal. Essa medida foi obtida a partir da seguinte fórmula:

$$IFF_{i,t} = \frac{\overline{Ct}_{i,t}}{Ct_{i,t}} \quad (6)$$

Aqui, $IFF_{i,t}$ é o índice de esforço fiscal do estado i no ano t , $\overline{Ct}_{i,t}$ é a carga tributária total daquele estado naquele ano e $Ct_{i,t}$ é a carga tributária total estimada.

Um último experimento foi realizado com vistas a testar se a conclusão da renegociação das dívidas financeiras pelos estados, implementada pela Lei nº 9.496, de 1997, afetou de alguma forma o padrão de comportamento da carga tributária dos estados, uma vez que tais renegociações estavam atreladas a programas de ajuste fiscal. Para tanto, adicionou-se à regressão anterior a variável *dummy* referente à renegociação da dívida financeira, a qual assume valor unitário no ano de 1999 e zero para todos os outros anos.

5 RESULTADOS

5.1 RESULTADOS ESTIMADOS

Conforme descrito na seção 4, o primeiro passo na estimação do esforço fiscal dos estados é proceder-se à regressão de mínimos quadrados ordinários sobre os dados de painel, após o que os resíduos são colecionados e testados para autocorrelação e heterocedasticidade. A ocorrência de autocorrelação foi testada por meio da estatística de

Durbin-Watson para cada estado específico – pois, como cada uma dessas seqüências individuais é uma série temporal, espera-se que algumas delas possam apresentar correlação serial dos erros. A heterocedasticidade, por sua vez, foi avaliada interestadualmente. Para tanto, foram calculadas as variâncias dos erros de cada estado e realizados testes qui-quadrados para cada par de Unidades da Federação (UF).

A análise das estatísticas Durbin-Watson intra-estaduais não indicou nenhum caso indiscutível de autocorrelação dos resíduos; porém, em 15 dos 27 estados, tal estatística proporcionou resultados indefinidos entre não-autocorrelação e correlação positiva. Tendo em vista que as amostras para cada estado são relativamente pequenas, compostas de 14 observações, a potência do teste é baixa e, portanto, a rejeição da hipótese de não-autocorrelação torna-se difícil. Por essa razão, optou-se por corrigir os dados levando-se em conta a provável presença de autocorrelação.

No caso da heterocedasticidade, a presença de tal fenômeno foi mais claramente detectada. Dos 351 pares de estados utilizados na comparação, 177 deles, ou seja, mais de 50%, indicaram a existência de erros heterocedásticos entre os estados.

Procedeu-se então à estimação, utilizando-se para tanto a transformada modificada de Cochrane-Orcut e submetendo-se cada uma das variáveis do modelo à seguinte transformação:

$$W_{i,t} = \frac{(Z_{i,t} - \hat{r}_i Z_{i,t-1})}{\hat{S}_i (1 - \hat{r}_i^2)} \quad (7)$$

Assim, $Z_{i,t}$ é a variável original do estado i no período t a ser transformada, $W_{i,t}$ é o resultado da transformação a ser utilizado na nova regressão, \hat{S}_i é o desvio-padrão estimado para o estado i e é a correlação estimada dos resíduos no estado i .

Os resultados da estimação são apresentados na tabela 1 a seguir.

TABELA 1

Resultados da estimação, com base na transformada modificada de Cochrane-Orcut

| Variável | Estimativa | Erro padrão | Valor "t" | Significância | Correlação | Desvio-padrão |
|---------------|------------|-------------|-----------|---------------|------------|---------------|
| Intercepto AC | 9,035 | 0,77 | 11,73 | 0,0001 | 0,4243 | 0,252 |
| Intercepto AL | 6,974 | 0,493 | 14,15 | 0,0001 | 0,8031 | 0,1938 |
| Intercepto AM | 13,541 | 1,077 | 12,57 | 0,0001 | 0,2399 | 0,2556 |
| Intercepto AP | 3,244 | 0,442 | 7,34 | 0,0001 | -0,2397 | 1,2638 |
| Intercepto BA | 32,006 | 1,644 | 19,47 | 0,0001 | -0,1722 | 0,1612 |
| Intercepto CE | 18,481 | 1,11 | 16,65 | 0,0001 | 0,3133 | 0,167 |
| Intercepto DF | 4,22 | 0,789 | 5,35 | 0,0001 | 0,5919 | 0,3889 |
| Intercepto ES | 11,661 | 0,79 | 14,76 | 0,0001 | 0,1908 | 0,3226 |
| Intercepto GO | 13,238 | 0,737 | 17,96 | 0,0001 | 0,1958 | 0,2899 |
| Intercepto MA | 14,79 | 0,873 | 16,94 | 0,0001 | 0,3566 | 0,1907 |
| Intercepto MG | 16,447 | 1,091 | 15,08 | 0,0001 | 0,1223 | 0,2356 |
| Intercepto MS | 5,74 | 0,433 | 13,26 | 0,0001 | 0,5186 | 0,4521 |
| Intercepto MT | 10,375 | 0,632 | 16,42 | 0,0001 | 0,3501 | 0,3477 |
| Intercepto PA | 8,796 | 0,563 | 15,62 | 0,0001 | 0,5104 | 0,2661 |
| Intercepto PB | 16,222 | 0,837 | 19,38 | 0,0001 | 0,2371 | 0,2262 |
| Intercepto PE | 16,154 | 1,003 | 16,11 | 0,0001 | 0,2587 | 0,2005 |
| Intercepto PI | 12,441 | 0,74 | 16,81 | 0,0001 | 0,536 | 0,2083 |
| Intercepto PR | 4,553 | 0,428 | 10,64 | 0,0001 | 0,6009 | 0,42 |

(continua)

(continuação)

| | | | | | | |
|---------------|--------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Intercepto RJ | 10,919 | 1,388 | 7,87 | 0,0001 | 0,3309 | 0,2267 |
| Intercepto RN | 15,634 | 1,04 | 15,03 | 0,0001 | 0,2578 | 0,1978 |
| Intercepto RO | 7,71 | 0,566 | 13,62 | 0,0001 | 0,4766 | 0,3812 |
| Intercepto RR | 8,402 | 0,753 | 11,16 | 0,0001 | 0,5193 | 0,2646 |
| Intercepto RS | 15,578 | 1,256 | 12,4 | 0,0001 | 0,0755 | 0,2459 |
| Intercepto SC | 14,937 | 1,113 | 13,42 | 0,0001 | 0,0968 | 0,2557 |
| Intercepto SE | 11,555 | 0,759 | 15,22 | 0,0001 | 0,4276 | 0,2349 |
| Intercepto SP | 17,057 | 3,232 | 5,28 | 0,0001 | 0,069 | 0,2351 |
| Intercepto TO | 17,837 | 1,015 | 17,57 | 0,0001 | 0,5641 | 0,1986 |
| LAGRIC | 0,019 | 0,07 | 0,28 | 0,7812 | | |
| LIND | 0,948 | 0,098 | 9,69 | 0,0001 | | |
| LSERV | 1,862 | 0,144 | 12,94 | 0,0001 | | |
| PIBPC | -0,002 | 0,002 | -0,79 | 0,4293 | | |
| PIBTOT | 0,058 | 0,035 | 1,68 | 0,0949 | | |

Testes realizados

| Tipo de teste | Resultado | Significância | G L |
|---|-----------|---------------|----------|
| R ² ajustado | 0,9571 | | 309 |
| Teste F para relevância da regressão | 714,2 | 0,0001 | 309 |
| Teste F para relevância dos efeitos fixos | 38,28 | 0,0001 | 26 – 309 |
| Teste de Hausman para efeitos aleatórios | 21,17 | 0,0008 | 5 |

Elaboração dos autores.

A parte superior da tabela lista as variáveis utilizadas e as estatísticas a elas associadas, e o trecho inferior é reservado aos testes implementados para averiguar a robustez do modelo. A primeira coluna da parte superior lista as variáveis utilizadas no modelo; como o teste de Hausman sugere uma melhor adequação dos dados ao modelo com efeitos fixos, essa coluna inclui os interceptos estaduais. A segunda coluna estabelece as estimativas para os parâmetros associados a cada uma das variáveis; enquanto a terceira, a quarta e a quinta coluna fornecem, respectivamente, os erros padrões das estimativas, as estatísticas *t* associadas a cada uma delas e o nível de significância máxima para aceitar-se a hipótese nula do teste *t*, isto é, que as estimativas vêm de uma distribuição com média zero. A sexta e a sétima coluna informam as correlações e o desvio padrão dos erros nas observações de cada estado.

No caso dos interceptos, quanto maior o seu valor maior é a arrecadação espontânea do estado. Todos os interceptos são significativos e o teste F para a relevância dos efeitos fixos revela que as diferenças entre eles também o são.

A observação da estatística *t* associada ao logaritmo da proporção do produto agrícola em relação ao produto estadual total (LAGRIC) revela que o coeficiente é não-significativo. Isso quer dizer que aumentos na participação do setor agrícola no PIB são refletidos, nas mesmas proporções, na carga tributária de determinado estado. É importante frisar que isso não significa que aumentos no produto agrícola de determinado estado não elevam sua arrecadação, mas sim que a carga tributária definida como a proporção de arrecadação tributária em relação ao PIB estadual deve em média permanecer inalterada. Isso pode, eventualmente, significar que o crescimento da arrecadação causado pelo aumento do produto agrícola é proporcional a este último.

Para as demais participações setoriais, a do produto industrial e de serviços (LIND e LSERV), os coeficientes são positivos e significativos, indicando que aumentos na

produção da indústria e, principalmente, no setor de serviços ampliam mais que proporcionalmente a arrecadação estadual, aumentando assim a carga tributária.

O coeficiente associado ao PIB total do estado (PIBTOT) apresentou valor negativo, mas pouco significativo, sugerindo perdas de escala na arrecadação. No caso do PIB estadual *per capita* (PIBPC), seu coeficiente mostrou-se positivo e significativo ao nível de 10%, indicando progressividade na arrecadação estadual.

Mais uma regressão foi estimada a fim de testar a reação dos estados à renegociação das dívidas financeiras, no âmbito da Lei nº 9.496 de 1997, concluída em 1998. Para tanto, foi incluída mais uma variável *dummy*, que assume valor unitário se o registro for correspondente ao ano de 1999, e valor zero se não o for. Estimou-se, então, a regressão, utilizando-se os dados já transformados e essa nova variável. Os resultados são apresentados na tabela 2, na qual são omitidos os interceptos estaduais.

TABELA 2

Resultados da estimação, utilizando-se transformada modificada de Cochrane-Orcut e variável *dummy* para 1999

| Variável | Estimativa | Erro Padrão | Valor "t" | Significância |
|----------|------------|-------------|-----------|---------------|
| LAGRIC | 0,041 | 0,068 | 0,6 | 0,5472 |
| LIND | 0,97 | 0,095 | 10,17 | 0,0001 |
| LSERV | 1,936 | 0,141 | 13,73 | 0,0001 |
| PIBPC | 0,065 | 0,034 | 1,94 | 0,0531 |
| PIBTOT | -0,003 | 0,002 | -1,41 | 0,1586 |
| RENEGOC | 0,847 | 0,198 | 4,28 | 0,0001 |

| Testes realizados | | | | |
|---|-----------|---------------|----------|--|
| Tipo de teste | Resultado | Significância | G L | |
| R ² Ajustado | 0,9396 | | 308 | |
| Teste F para relevância da regressão | 731,84 | 0,0001 | 308 | |
| Teste F para relevância dos efeitos fixos | 41,96 | 0,0001 | 26 – 308 | |
| Teste de Hausman para efeitos aleatórios | 22,12 | 0,0012 | 6 | |

Elaboração dos autores.

Os resultados foram em geral superiores aos da primeira regressão, exceção feita ao coeficiente de determinação ajustado. Os valores *t* de todas as variáveis explicativas foram ampliados e o coeficiente do produto *per capita* passa a ser significativo a 5%. O coeficiente da *dummy* do ano de 1999 é positivo e significativo, mostrando que no primeiro ano após a conclusão da renegociação da dívida dos estados houve reação positiva em termos de esforço fiscal.

6 CONSTRUÇÃO DOS ÍNDICES DE ESFORÇO FISCAL

De posse dos coeficientes estimados da tabela 1 e dos dados atuais de carga tributária dos estados, é possível a construção do índice de esforço fiscal para cada estado utilizando-se a fórmula contida na equação (6) da seção 4. A tabela 3 apresenta os índices médios de esforço fiscal para o período 1987-1999, e os gráficos apresentados no Anexo mostram a evolução anual do esforço fiscal realizado em cada um dos estados.

A segunda coluna da tabela 3 descreve a carga tributária total média observada para cada Unidade da Federação no período 1987-1999. A terceira coluna mostra a carga tributária média potencial para cada estado, isto é, quanto cada um deles poderia obter

de carga fiscal se realizasse um esforço fiscal médio. A quarta coluna expressa a relação entre a carga tributária potencial e a efetiva (valores da terceira coluna divididos pelos valores da segunda), o que é denominado esforço fiscal. Assim, índices superiores a 1,00, na quarta coluna, indicam esforço arrecadador acima da média, ou seja, estados que apresentem tais percentuais têm uma carga tributária atual superior àquela prevista pelo modelo de estimação, exibindo portanto um índice de esforço fiscal positivo.

TABELA 3

Carga fiscal e esforço fiscal médios dos estados brasileiros entre 1987 e 1999

| Estado | Carga fiscal observada (%) | Carga fiscal estimada (%) | Esforço fiscal (%) | Tendência no período (%) |
|--------|----------------------------|---------------------------|--------------------|--------------------------|
| AC | 5,221 | 5,363 | 0,971 | 1,13 |
| AL | 9,251 | 8,707 | 1,067 | -3,13 |
| AM | 16,367 | 16,13 | 1,016 | 0,08 |
| AP | 5,976 | 4,256 | 1,417 | 3,65 |
| BA | 12,918 | 12,702 | 1,013 | 0,15 |
| CE | 14,363 | 14,272 | 0,999 | 0,65 |
| DF | 8,582 | 10,237 | 0,996 | 7,63 |
| ES | 18,738 | 17,513 | 1,046 | 0,54 |
| GO | 17,744 | 16,626 | 1,033 | -1,32 |
| MA | 9,325 | 9,101 | 1,012 | 1,33 |
| MG | 13,269 | 12,66 | 1,024 | -1,25 |
| MS | 15,524 | 13,359 | 1,157 | -9,68 |
| MT | 20,668 | 19,765 | 1,033 | -3,82 |
| PA | 7,502 | 7,42 | 1,002 | -2,1 |
| PB | 12,506 | 12,325 | 1,013 | 0,52 |
| PE | 13,819 | 13,681 | 1,016 | -1,11 |
| PI | 12,802 | 13,161 | 0,971 | -0,42 |
| PR | 10,07 | 8,61 | 1,175 | -9,51 |
| RJ | 12,029 | 12,3 | 1,021 | 4,34 |
| RN | 9,743 | 9,579 | 1,005 | 0,94 |
| RO | 10,743 | 11,64 | 0,962 | 2,35 |
| RR | 8,334 | 8,074 | 1,034 | -4,77 |
| RS | 14,494 | 13,724 | 1,025 | -1,42 |
| SC | 14,704 | 14,035 | 1,027 | -1,67 |
| SE | 11,471 | 11,53 | 0,993 | -0,65 |
| SP | 14,621 | 14,225 | 1,023 | -1,61 |
| TO | 20,795 | 22,17 | 0,967 | 5,41 |

Elaboração dos autores.

Os resultados, de modo geral, confirmam a existência de um desempenho de arrecadação, na medida em que vinte estados apresentaram índices de esforço fiscal iguais ou superiores à unidade e sete estados apresentaram índices inferiores à unidade. Destaca-se que os estados do Amapá, Mato Grosso do Sul e Paraná apresentaram os maiores índices positivos, e os estados de Sergipe, Rondônia e Tocantins apresentaram os índices mais baixos. Cumpre notar ainda que a carga tributária média atual e a estimada dos estados convergem para valores próximos: 12,338 e 11,961, respectivamente.

6.1 O QUE REFLETEM OS ÍNDICES DE ESFORÇO FISCAL DOS ESTADOS

A desagregação dos resultados apresentados até aqui pelas cinco regiões do país, entretanto, revelam resultados interessantes, conforme consta na tabela 4.

TABELA 4

Carga tributária atual - desvio-padrão médio por região (1986-1999)

| Região | Desvio-padrão |
|--------------|---------------|
| Norte | 22,713 |
| Nordeste | 19,462 |
| Sudeste | 28,391 |
| Sul | 35,262 |
| Centro-Oeste | 36,754 |

Elaboração dos autores.

Os desvios-padrão médios das cargas tributárias dos estados, quando agrupados por regiões, apresentam alto grau de volatilidade, sendo consideravelmente superiores nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Não existem explicações inequívocas para tais resultados. Ao contrário, vários aspectos podem estar, de certa forma, influenciando-os: primeiramente, é razoável justificar o elevado índice de esforço fiscal por parte de estados como Amapá e Mato Grosso do Sul – são UFs novas, com bases tributárias incipientes e economias locais ainda em fase de estruturação. Assim, ganhos de arrecadação, ainda que de reduzido volume, representam aumentos percentuais mais que proporcionais. Os três estados com índices de esforço fiscal mais baixos também caracterizam-se por economias ainda muito novas, escassa tradição de administração tributária ou ainda em fase de organização administrativa (no caso de Rondônia e Tocantins), e o estado de Sergipe – embora disponha de estrutura administrativa consolidada – apresenta ainda uma economia incipiente de fraca base industrial.

A convergência dos índices de esforço fiscal nos demais estados e o alto grau de volatilidade dos desvios-padrão são de difícil explicação, e crê-se não haver respostas inequívocas para tais fatos. Vários fatores podem estar em jogo, com efeitos positivos ou negativos, e os resultados apresentados neste trabalho indicam a necessidade de se aprofundar a análise e não permitem respostas definitivas, mas simplesmente conjecturas. Por exemplo: os resultados da tabela 2 mostram um coeficiente baixo e insignificante para a participação do setor agrícola na carga tributária estadual e, por essa razão, uma reduzida (ou até mesma negativa) contribuição para elevação do esforço fiscal dos estados. Contudo, os resultados da mesma tabela, referentes à participação do setor industrial, do setor serviço e mesmo do efeito da renda *per capita* estadual na elevação da carga tributária estadual são certamente robustos e positivos. Apesar disso, tais efeitos esperados não se materializaram em termos de esforço fiscal.

Do ponto de vista institucional, ou seja, no que se refere à modernização dos sistemas estaduais de administração tributária, duas considerações podem ser feitas. Primeiramente, o modelo tradicional de administração fiscal, principalmente do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), está esgotado e perpetua a ineficiência pela possibilidade de conluio entre agente cobrador/contribuinte. Poucos estados implementaram tecnologias modernas, baseadas em sistemas de informática de grande porte, com capacidade de aferição fiscal de megaempresas, que emitem milhões de notas fiscais por mês, cuja fiscalização é feita com base na seleção aleatória das equipes de fiscalização – exceção feita ao estado de São Paulo. Aliadas a tal dificuldade institucional, há de se acrescentar, ainda, a dificuldade real de aferição das operações interestaduais e as múltiplas possibilidades de evasão fiscal que perduram.

Nesse contexto, a despeito dos inúmeros regimes legais de incentivos fiscais, a desoneração do ICMS nas exportações e as dificuldades institucionais ainda não foram devidamente equacionadas. É plausível concluir, assim, que a convergência dos índices de esforço fiscal dos estados represente um avanço das finanças públicas estaduais em termos de arrecadação, mas não na proporção indicada pelos coeficientes de participação setorial utilizados, sobretudo do setor industrial e de serviços.

6.2 O DESEMPENHO INDIVIDUAL DOS ESTADOS

A quinta coluna da tabela 3 apresenta a tendência evolutiva do nível de esforço fiscal para cada estado no período de 1987 a 1999. Valores negativos nesse caso indicam tendência de queda em tal esforço ao longo dos anos. Essa tendência foi obtida por meio de regressões nas quais a variável explicativa foi o tempo em anos e a variável explicada foi o nível de esforço fiscal de cada estado. Entre os 27 estados, 14 apresentaram tendência negativa e 13 mostraram tendência positiva. É preciso acrescentar que, para determinadas Unidades da Federação, o coeficiente de determinação dessa regressão foi pequeno, o que suscita cuidado na interpretação dos resultados.

A sexta e última coluna apresenta a proporção entre os gastos de pessoal em cada estado e a sua receita corrente líquida. A correlação entre esse indicador e o esforço fiscal é de -21,09%, indicando que estados com maior gasto em pessoal, relativamente à receita corrente líquida, possuem menor nível de esforço fiscal. Isso sugere a necessidade de aperfeiçoamento da gestão fiscal dessas UFs, ou mesmo a necessidade de compatibilizar a geração de recursos financeiros com a respectiva necessidade de dispêndio. O gráfico 1 apresenta essa relação entre gastos com pessoal como proporção da receita corrente líquida do estado e o seu nível de esforço fiscal, identificando a posição de cada Unidade da Federação.³

No gráfico em questão, a linha pontilhada vertical reflete o comprometimento médio dos estados com despesas de pessoal em relação à sua receita corrente líquida. Estados à direita dessa linha apresentam um comprometimento superior à média, enquanto estados situados à esquerda apresentam comprometimento menor. De maneira análoga, a linha pontilhada horizontal mostra o índice de esforço fiscal, distinguindo aqueles estados com nível de esforço fiscal negativo ou positivo.

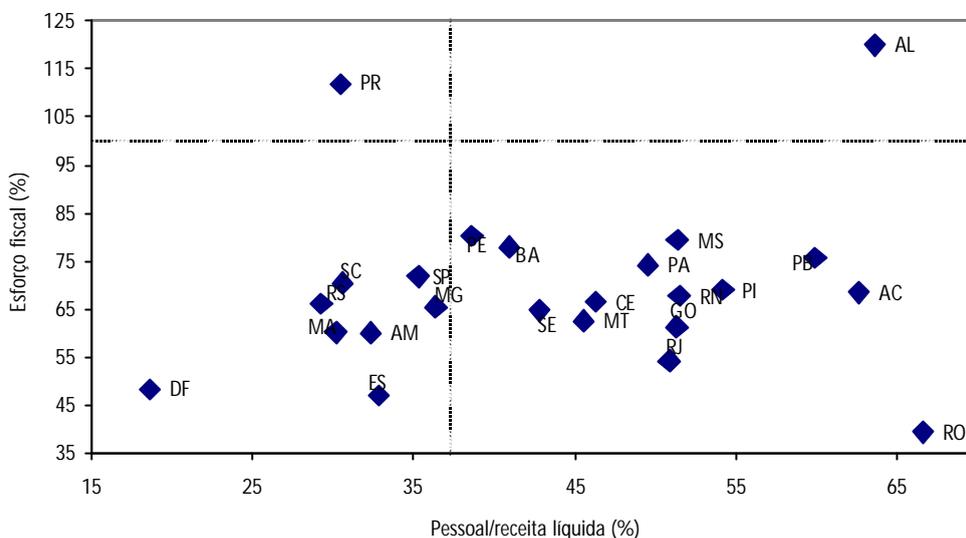
Cada quadrante do gráfico 1 expressa uma situação fiscal específica para cada Unidade da Federação. Se um estado está localizado no quadrante IV (parte superior à esquerda), vale dizer que os fundamentos de sua situação fiscal estão mais sólidos: apresentam esforço tributário e a relação dispêndio com pessoal e receita corrente líquida está acima da média. Estados presentes nos quadrantes I (parte superior à direita) e III (parte inferior à esquerda) demonstram situação fiscal intermediária, ou seja, um dos indicadores não é favorável. No quadrante I, o esforço fiscal é positivo, mas a relação dispêndio com pessoal receita corrente líquida é superior à média estadual. O quadrante III mostra aqueles estados com esforço fiscal negativo, mas relação dispêndio com pessoal menor que a média. Estados localizados no quadrante II (parte inferior à di-

3. Nos gráficos 1 e 2, o Estado do Amapá foi excluído por razões de visualização dos mesmos. É válido registrar que em ambos os casos tal estado localiza-se no primeiro quadrante.

reita) apresentam situação fiscal frágil: esforço fiscal relativamente baixo e comprometimento da receita corrente líquida com gastos com pessoal acima da média.

GRÁFICO 1

Gastos com pessoal e nível de esforço fiscal dos estados brasileiros entre 1987 e 1999

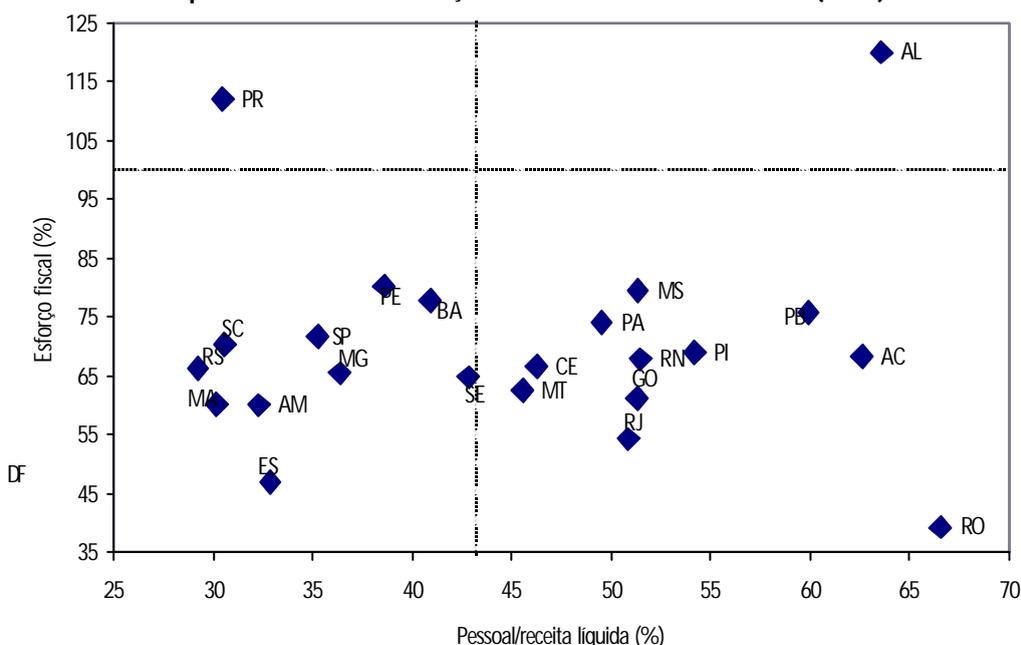


Elaboração dos autores.

Cabe ainda analisar a evolução do conjunto das Unidades da Federação (Ufs) durante o período de estudo, uma vez que o gráfico 1 somente possibilita uma apreciação da média do período. Com essa finalidade, foram elaborados respectivamente os gráficos 2 e 3, os quais apresentam a situação de cada estado da Federação em 1987 e em 1999.

GRÁFICO 2

Gastos com pessoal e nível de esforço fiscal dos estados brasileiros (1987)

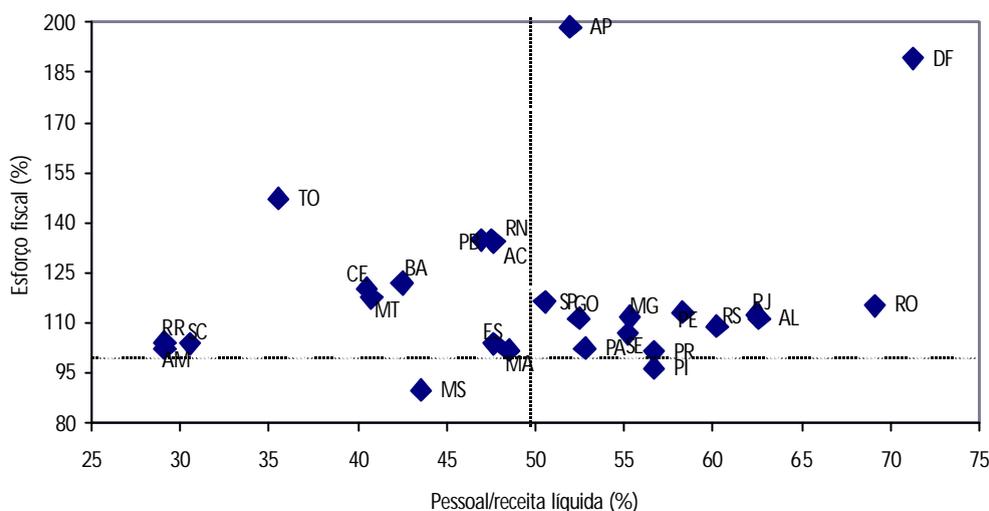


Elaboração dos autores.

O contraste desses dois gráficos apresenta uma evolução interessante das finanças públicas estaduais durante o período estudado. Por um lado, pode-se inferir que o conjunto dos estados brasileiros evoluiu substancialmente no que diz respeito ao esforço fiscal: no gráfico 2, há apenas dois estados acima da divisória vertical, o que indica que apenas estes estados estavam acima da média de esforço do período; no gráfico 3, referente a 1999, existem apenas dois estados com esforço fiscal abaixo da média do período. Por outro lado, pode-se notar uma deterioração no que diz respeito aos gastos com pessoal; existem mais estados à direita da linha vertical em 1999 do que havia em 1987, além do próprio deslocamento da média da relação gastos com pessoal/receita corrente líquida para a esquerda, o que implica uma proporção menos favorável entre essas variáveis.

GRÁFICO 3

Gastos com pessoal e nível de esforço fiscal dos estados brasileiros (1999)



Elaboração dos autores.

7 CONCLUSÕES

Este trabalho procurou mensurar o esforço fiscal relativo das Unidades Federadas brasileiras entre os anos de 1986 e 1999. Tais mensurações levaram em conta não somente a carga fiscal efetiva de cada unidade, mas também suas características peculiares. As particularidades dos estados foram incorporadas por dois mecanismos: o primeiro deles foi a introdução de variáveis que facilitam ou dificultam sua arrecadação, tais como as proporções setoriais do produto, renda *per capita* e renda total. O segundo mecanismo foi a estimação dos coeficientes por meio de modelo de painel com efeitos fixos, o qual permite a incorporação no intercepto das variáveis não-observáveis que afetam a arrecadação estadual.

A estimação também considerou tanto a heterocedasticidade quanto a autocorrelação serial existentes nos dados e procurou dar sentido econômico para as correções de tais problemas.

Foram detectados efeitos positivos sobre a carga fiscal estadual tanto do aumento da proporção do produto industrial quanto da proporção do produto do setor de ser-

viços. O crescimento da proporção do produto agrícola não tem efeito sobre a carga fiscal estadual, o que significa que aumentos no primeiro geram incrementos no produto total do estado que são proporcionais ao acréscimo nos tributos.

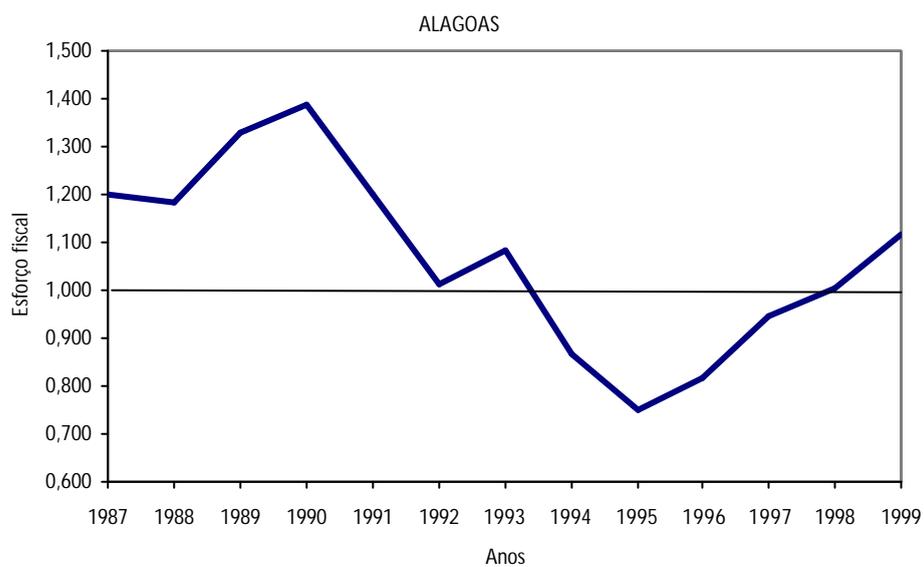
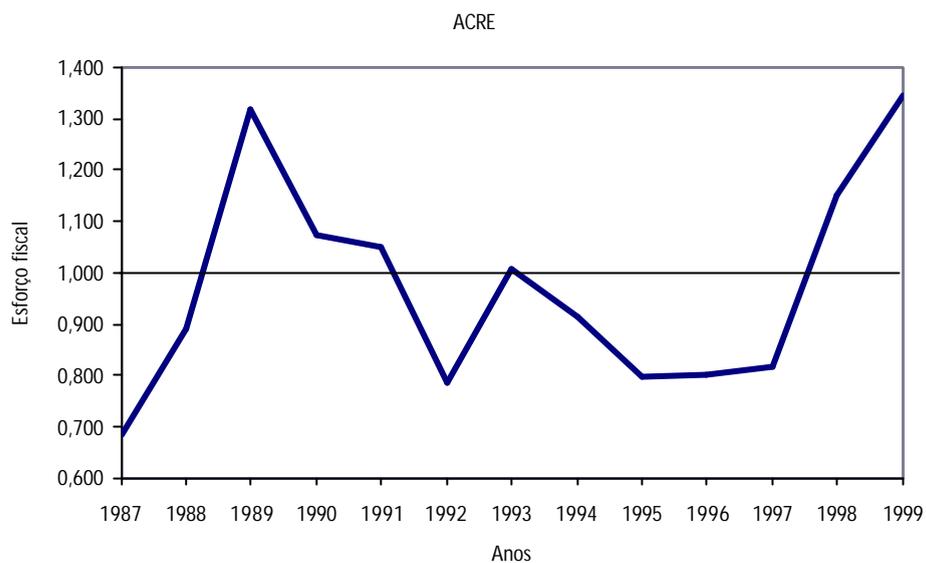
O efeito da renda *per capita* sobre a carga fiscal estadual foi negativo, mas não significativo, o que descarta a hipótese de progressividade dos impostos estaduais. Por sua vez, o efeito do produto estadual total sobre a carga tributária apresentou-se positivo e significativo a 10%, o que indica ganhos de escala na tributação estadual.

O acompanhamento dinâmico da performance tributária das Unidades Federadas permite concluir que tem havido melhora substancial nesse aspecto, principalmente depois da renegociação das dívidas financeiras levada a cabo pela Lei nº 9.496/1997.

Possíveis desdobramentos deste trabalho poderiam ocorrer por meio da introdução de novas variáveis relevantes no modelo ou pela incorporação de correlação espacial entre as observações estaduais.

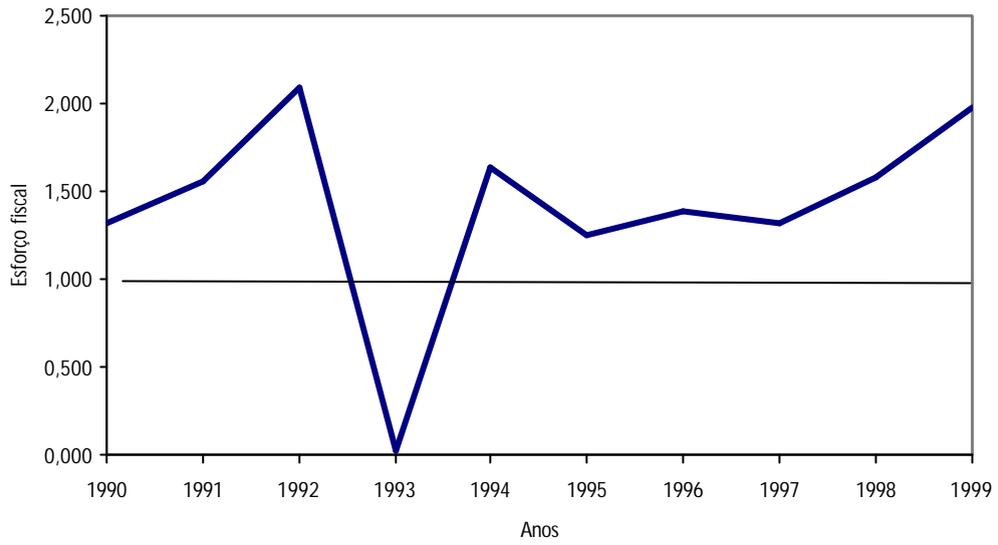
ANEXO

Evolução do esforço fiscal por estado entre 1987 e 1999*

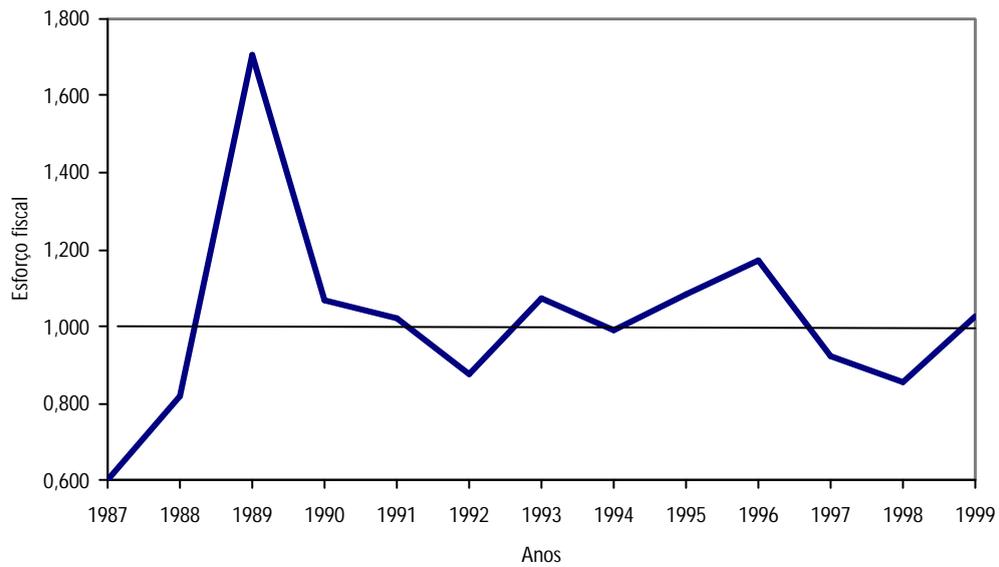


* Exceto Amapá, Roraima (1990-1999) e Tocantins (1991-1999). Elaboração dos autores.

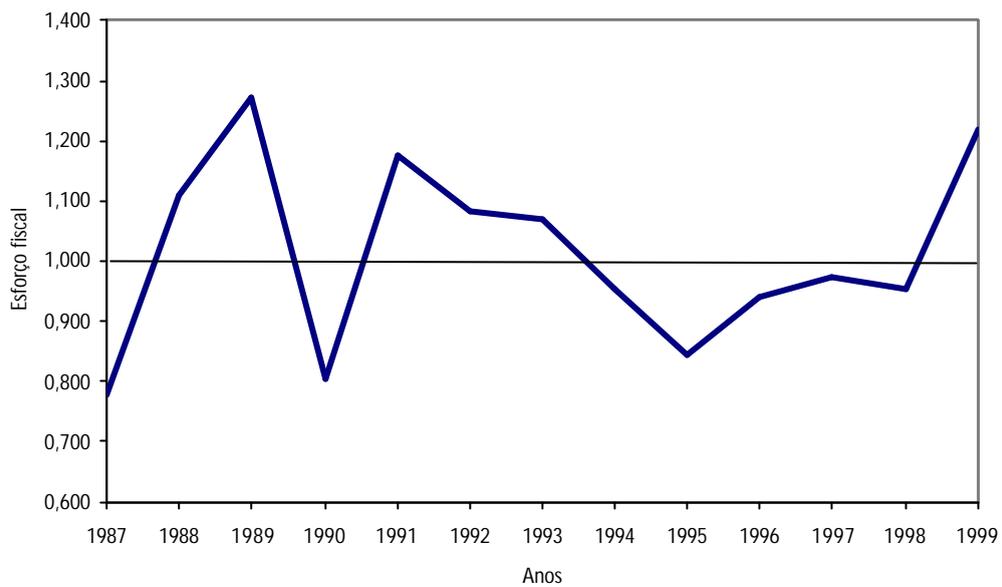
AMAPÁ



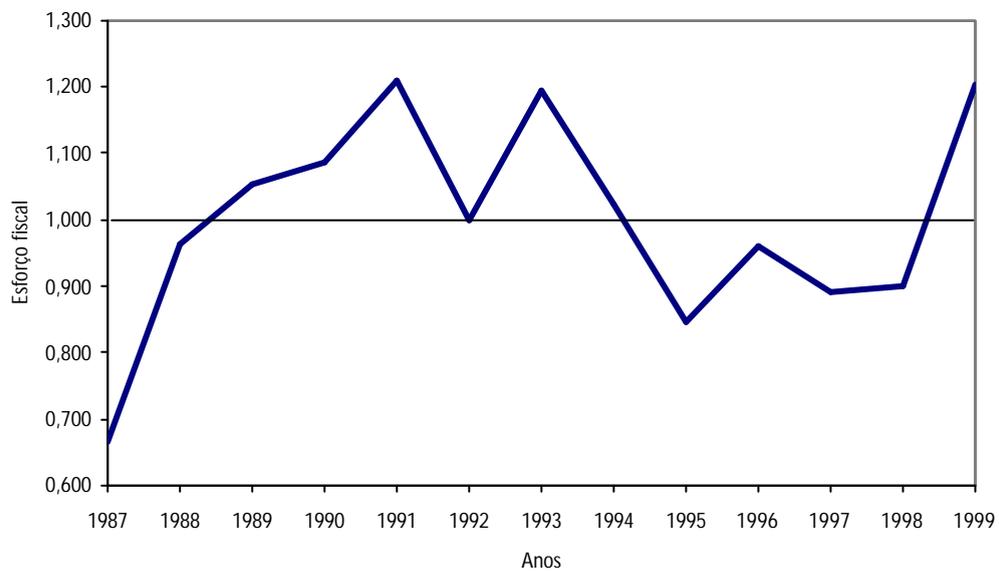
AMAZONAS



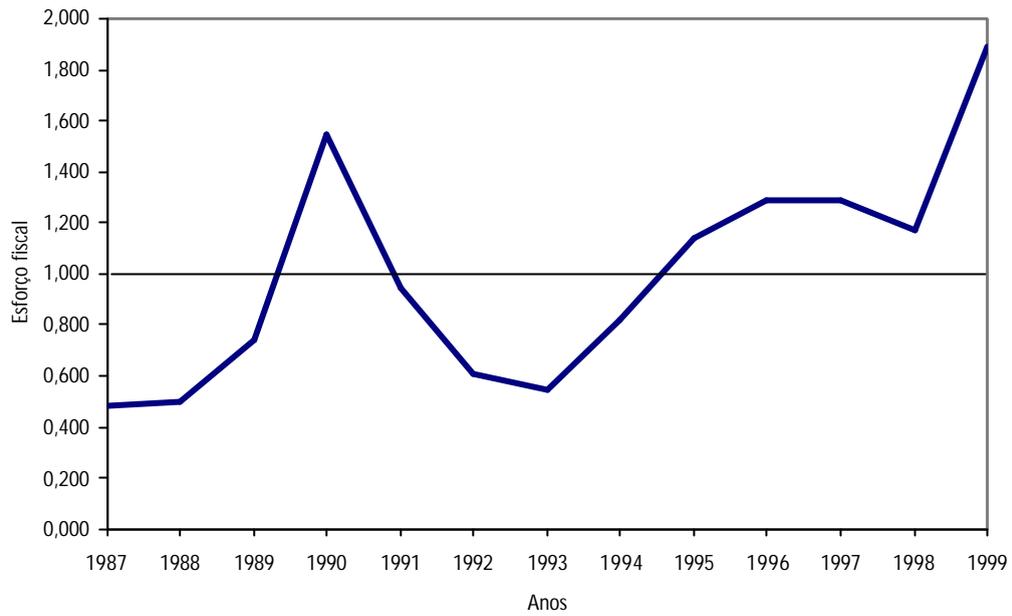
BAHIA



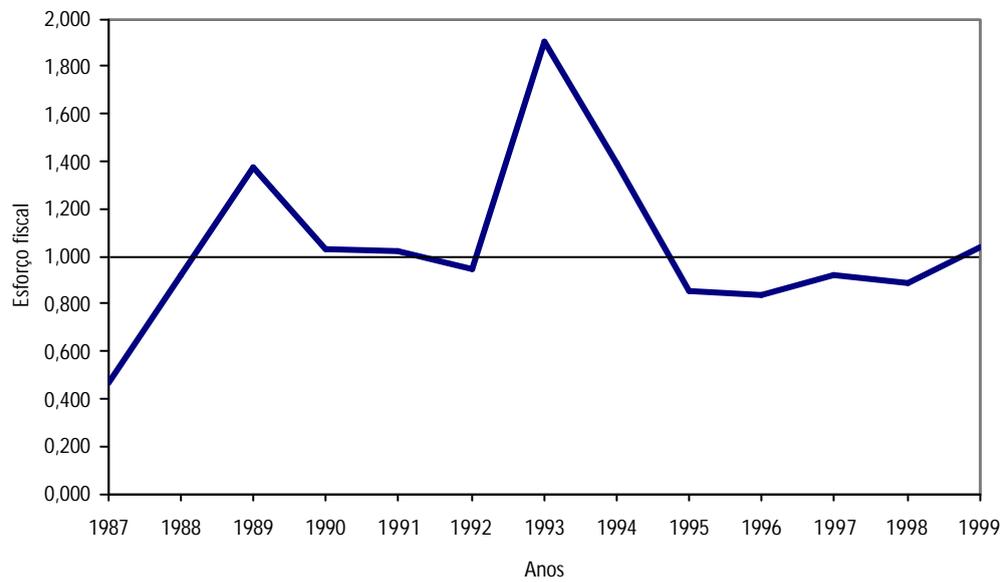
CEARÁ

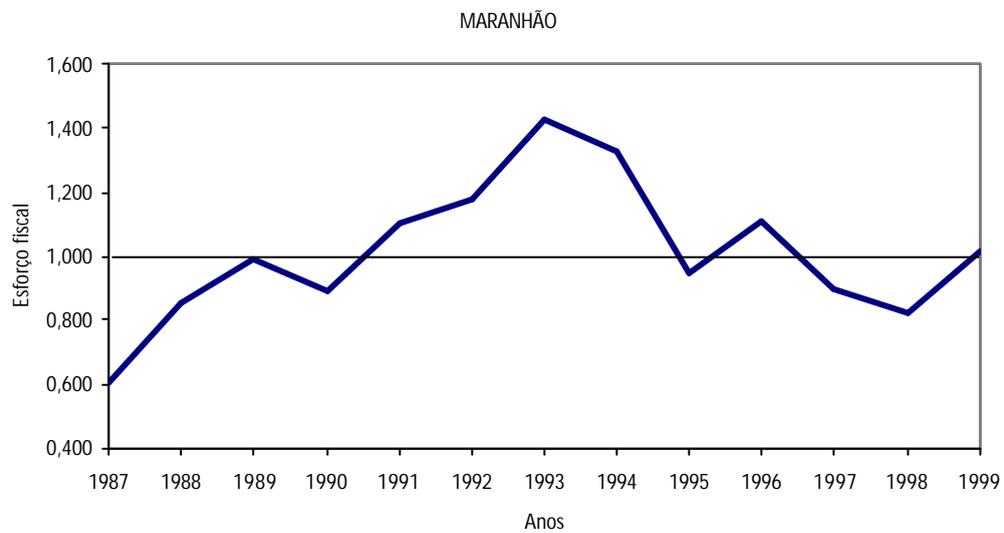
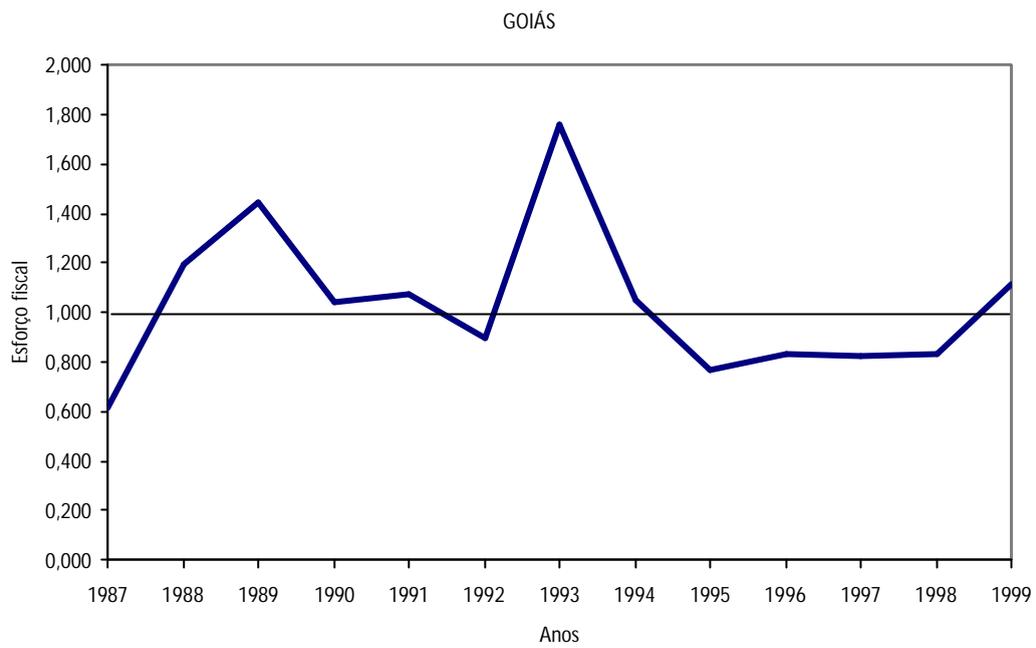


DISTRITO FEDERAL

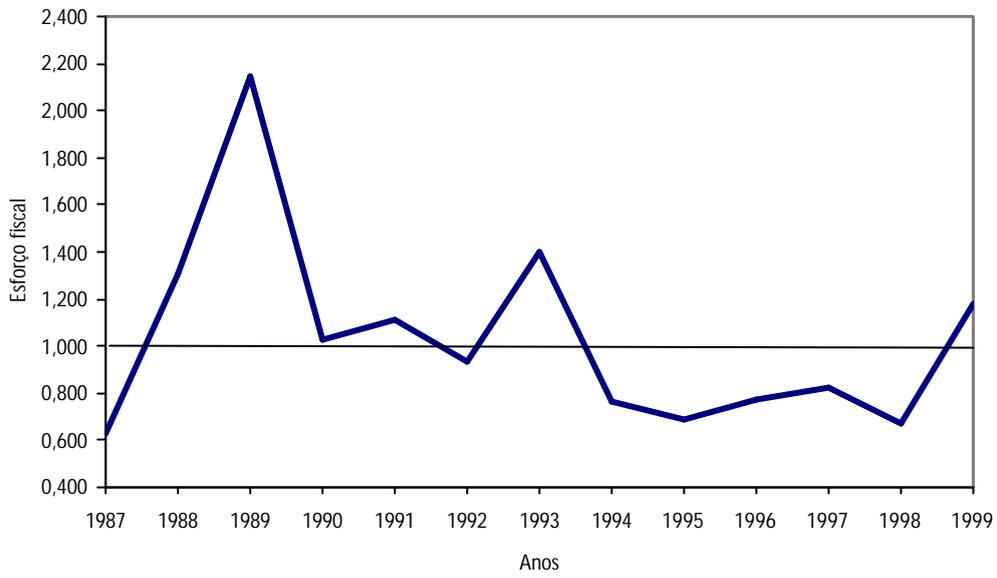


ESPÍRITO SANTO

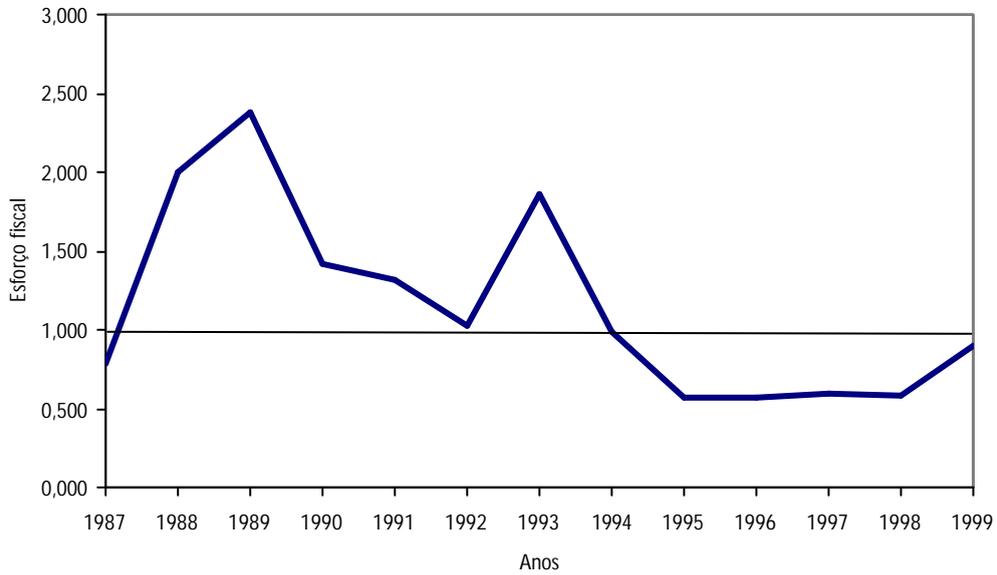




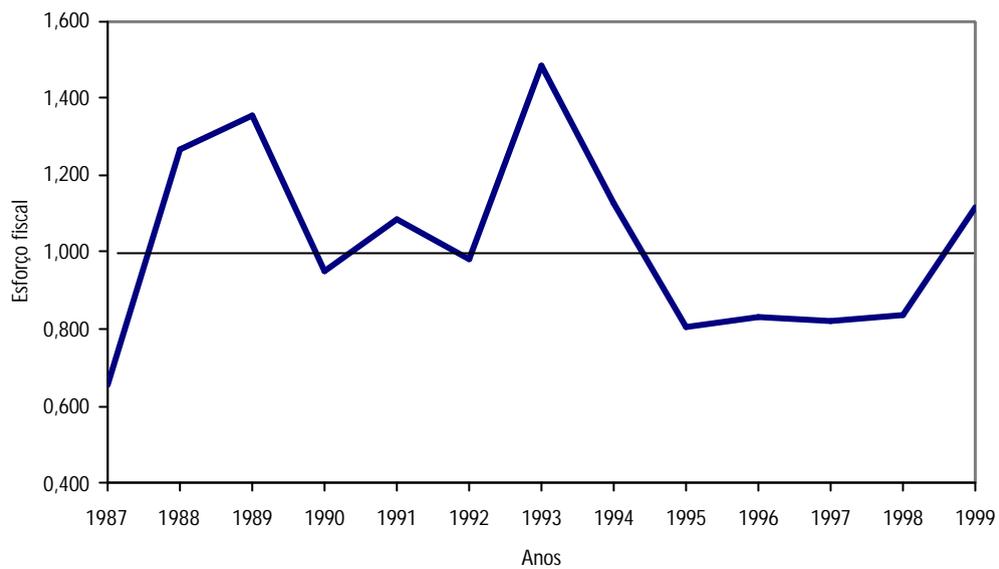
MATO GROSSO



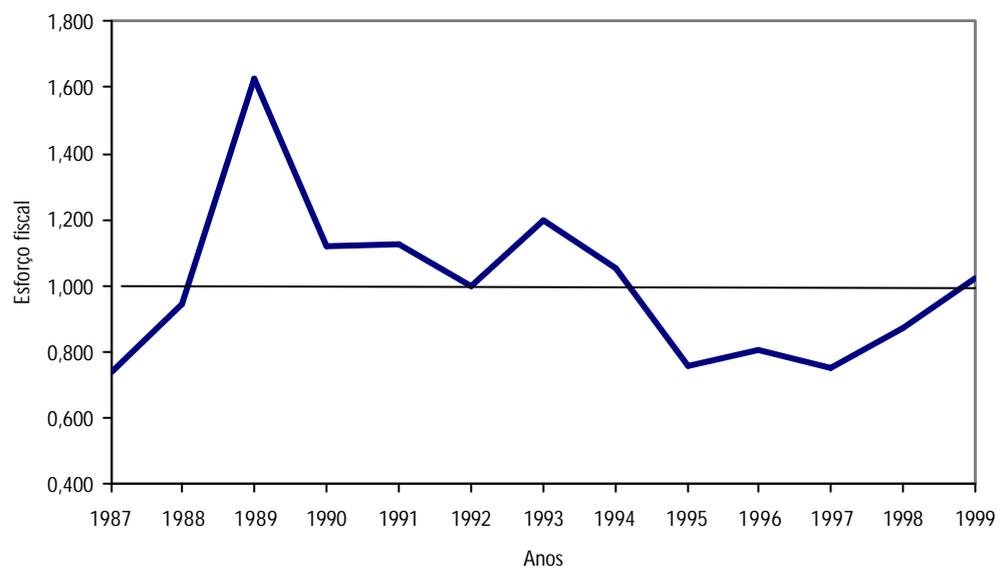
MATO GROSSO DO SUL



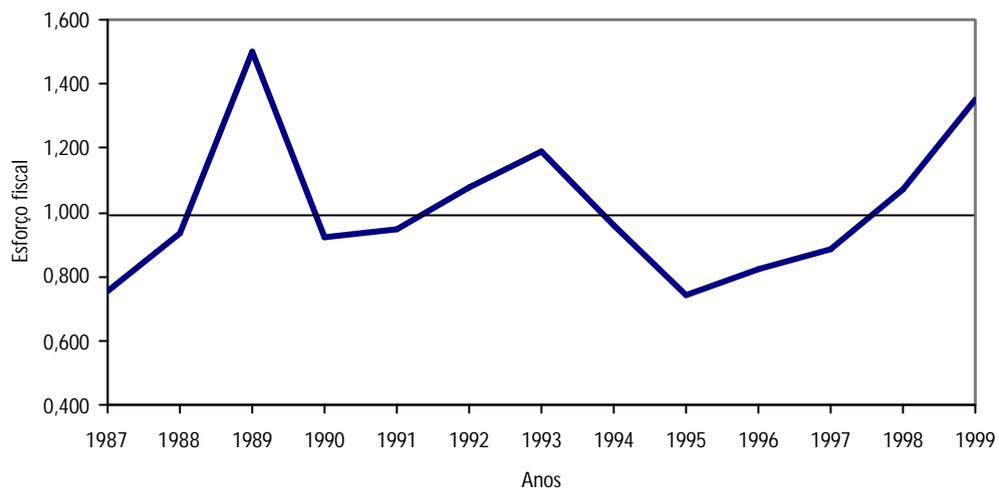
MINAS GERAIS



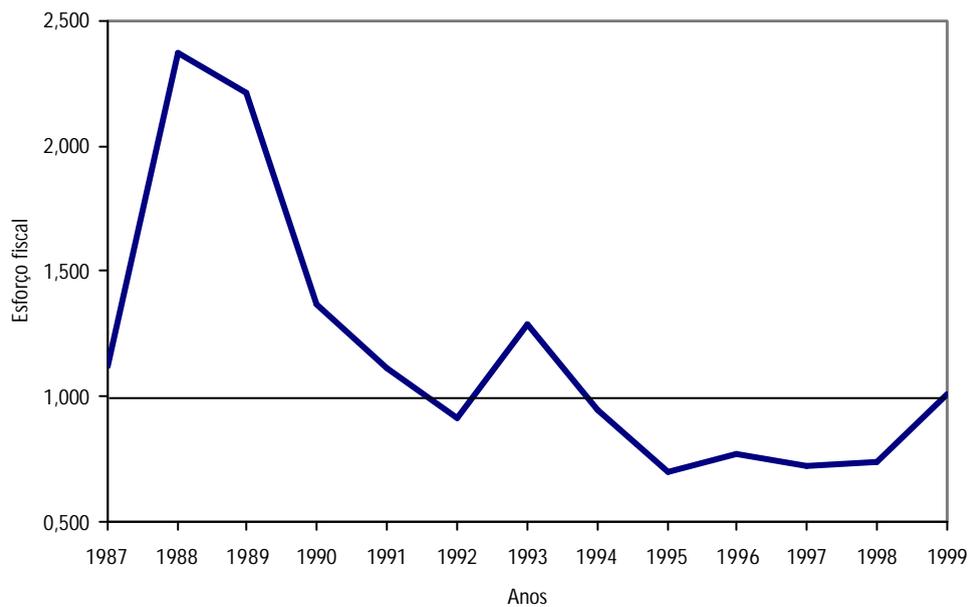
PARÁ



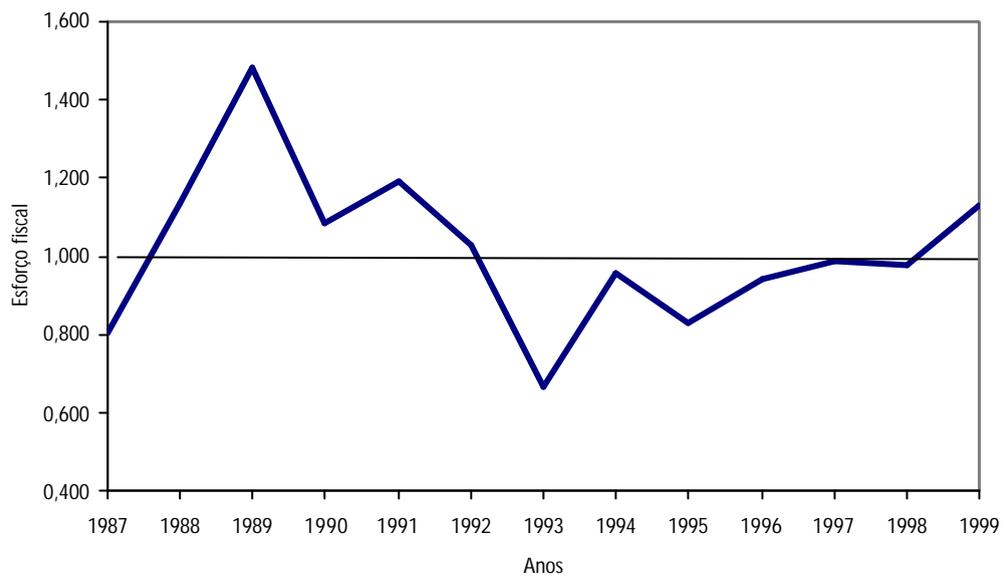
PARAÍBA



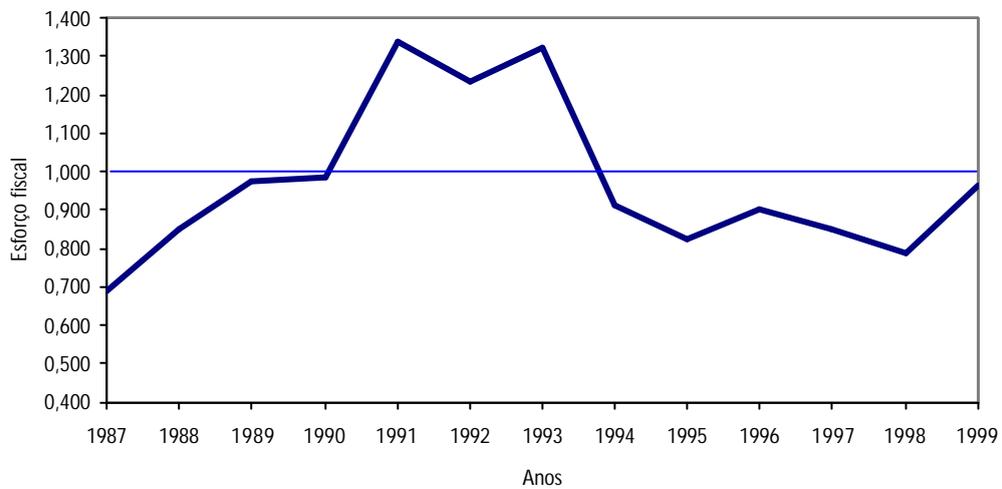
PARANÁ

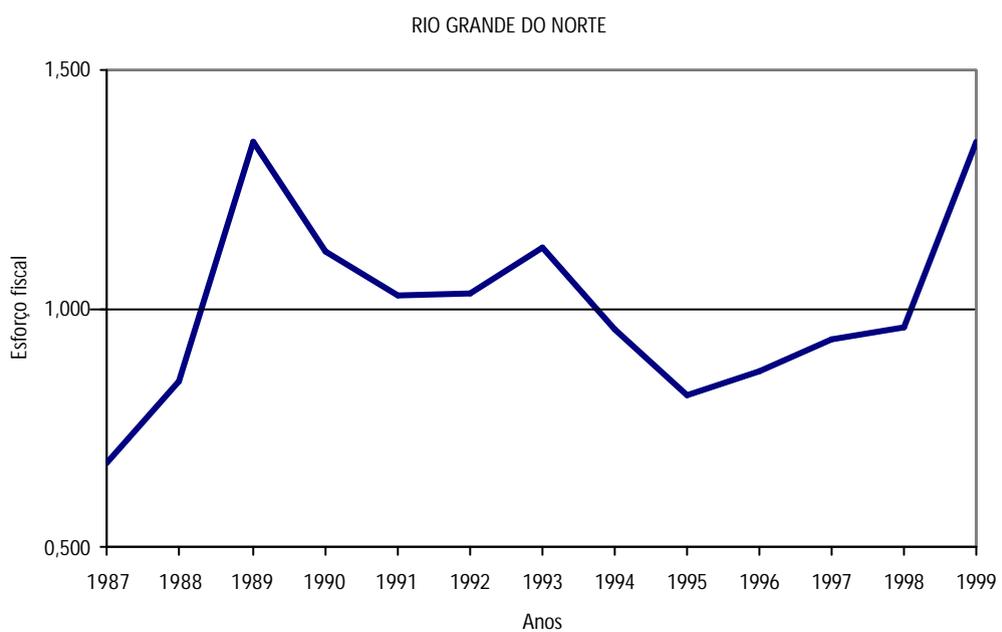
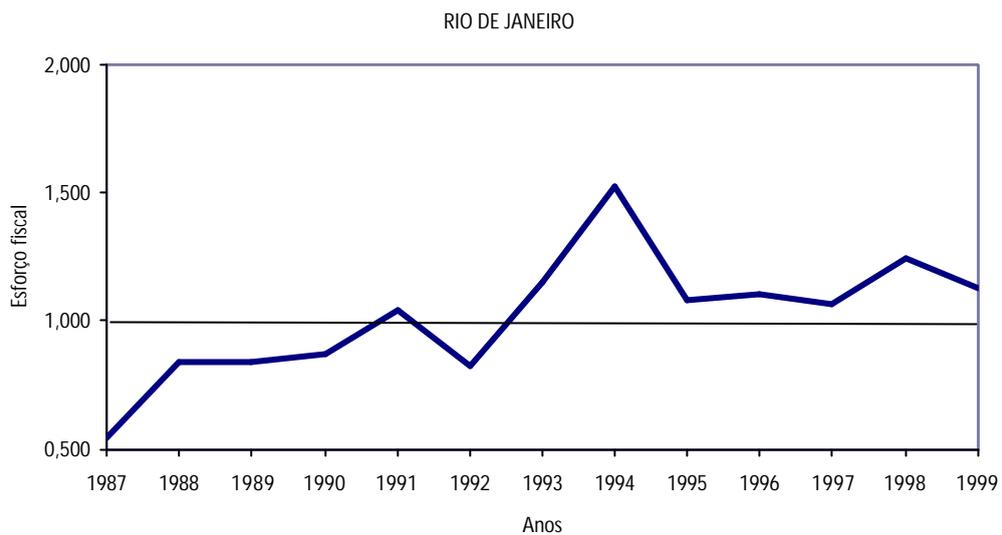


PERNAMBUCO

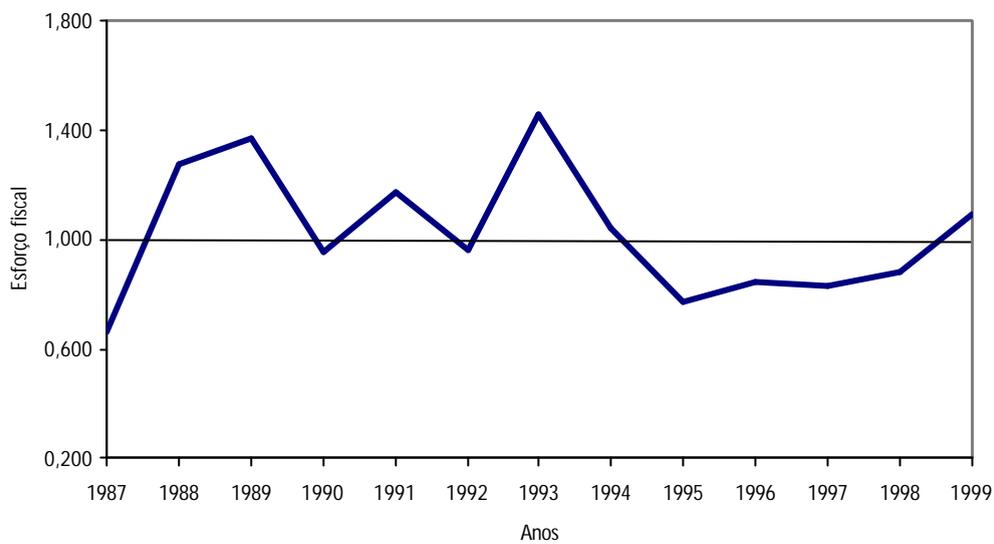


PIAUI

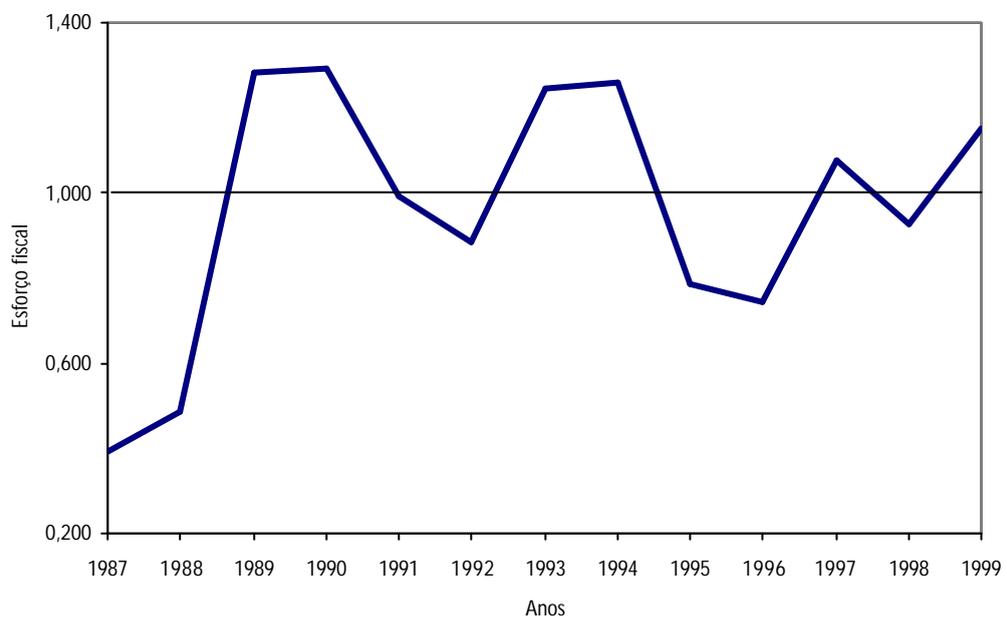




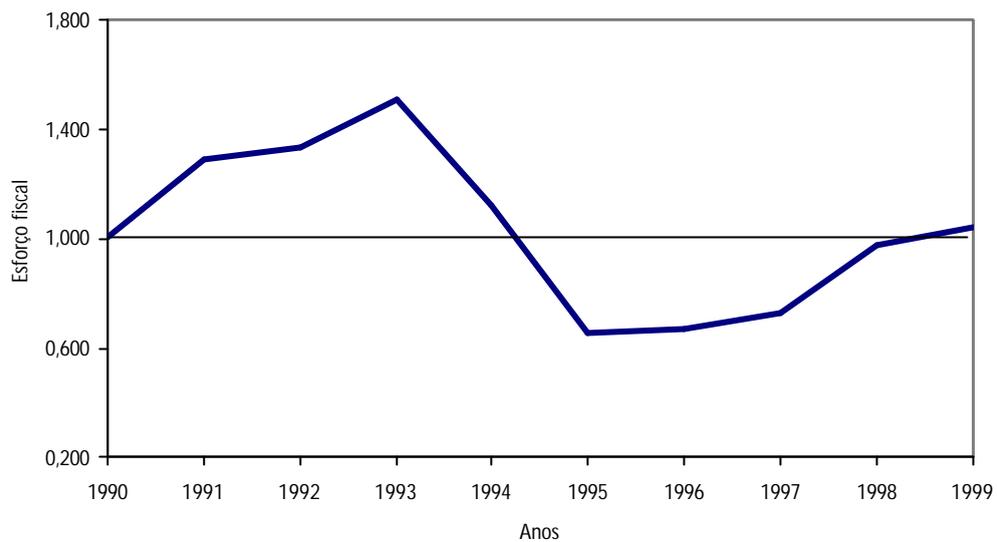
RIO GRANDE DO SUL



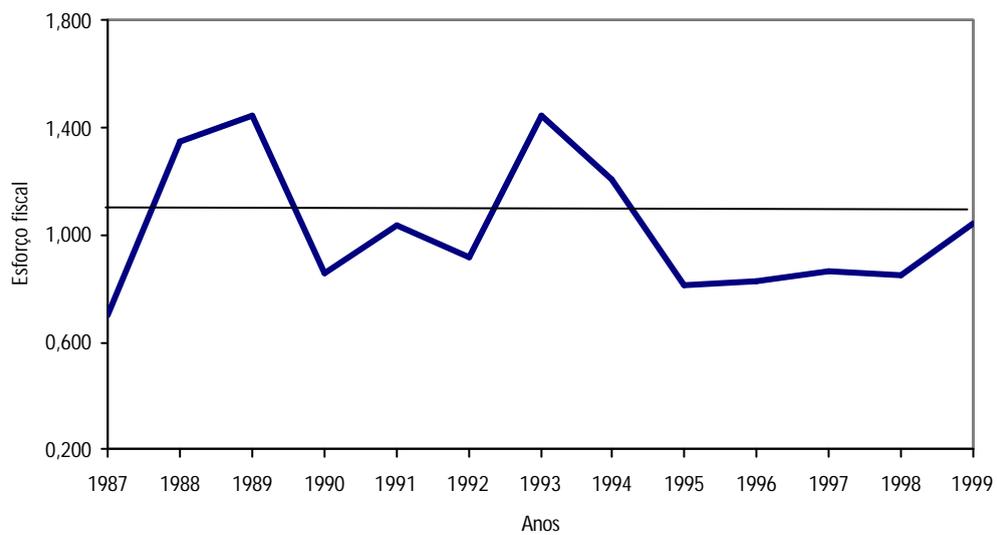
RONDÔNIA



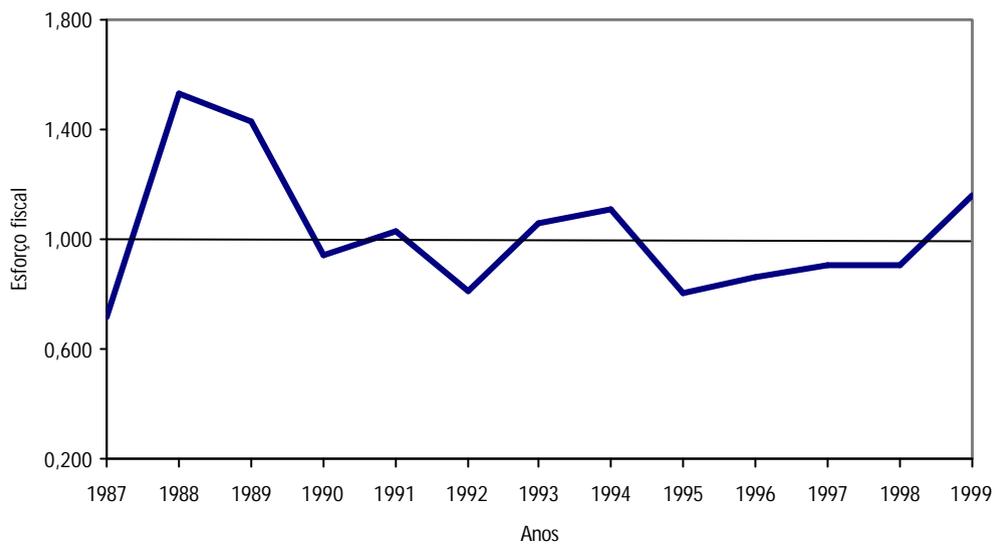
RORAIMA



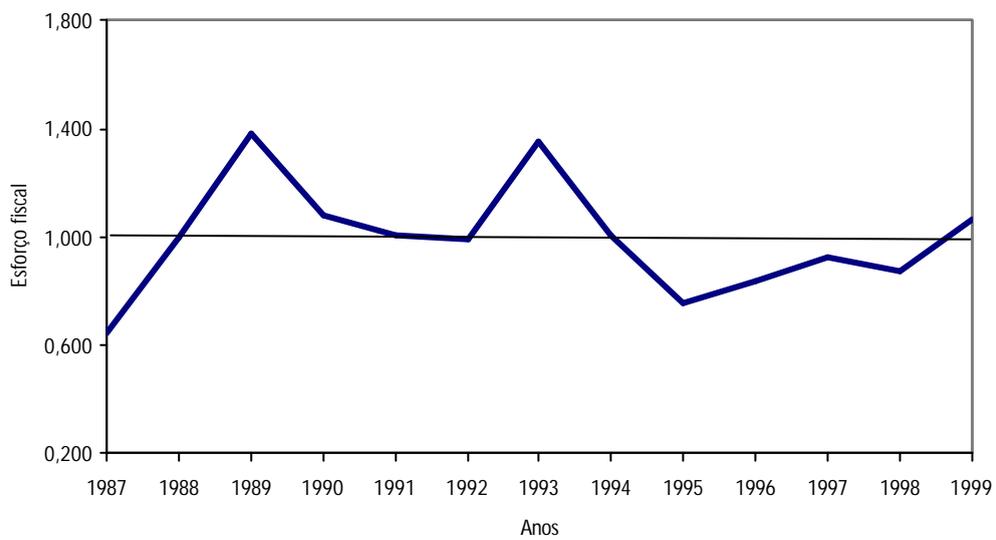
SANTA CATARINA



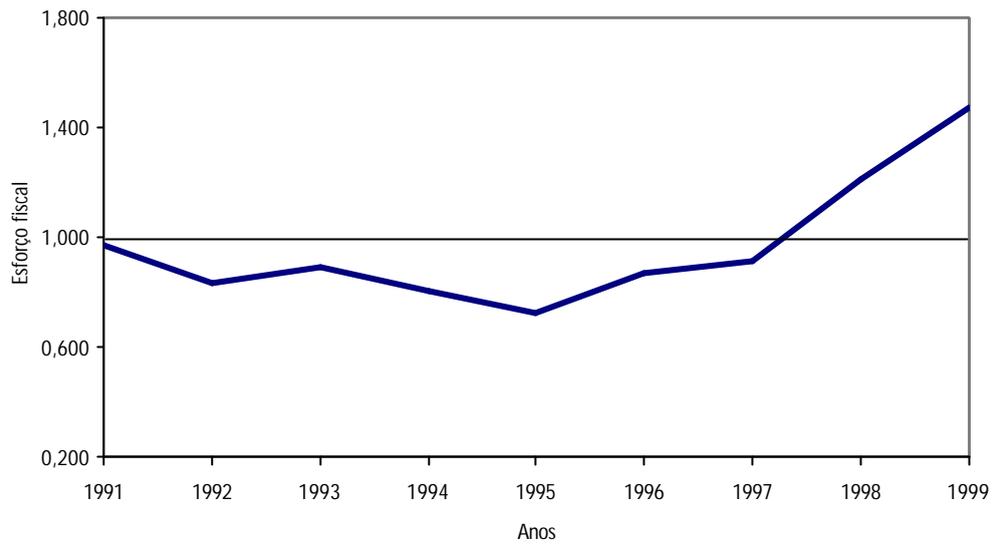
SÃO PAULO



SERGIPE



TOCANTINS



REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BACEN. Banco Central do Brasil. **Dívida líquida e necessidade de financiamento do setor público**. Brasília: Bacen, 1999.
- BAHL, R. W. A regression approach to tax effort and tax ratio analysis. **IMF Staff Papers**, n. 18, p. 570-607, 1971.
- BENICIO, A. P. **Ajuste fiscal e efeitos macroeconômicos**. Brasília, 2002. Monografia premiada em 2º lugar no VII Prêmio Tesouro Nacional – 2002.
- CALAZANS, R.B. *et alii*. **Ajuste fiscal**: modelos dinâmicos e aplicação para o caso do RS. Porto Alegre, Monografia agraciada com menção honrosa no IV Prêmio de Monografia Tesouro Nacional, Tópicos Especiais de Finanças Públicas, 1999.
- 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.
- COSSÍO, F. A. B. **Comportamento fiscal dos governos estaduais brasileiros**: determinantes políticos e efeitos sobre o bem-estar dos seus estados. Brasília, 2000. Monografia agraciada com menção honrosa no V Prêmio de Monografia. Tesouro Nacional, Tópicos Especiais de Finanças Públicas.
- LOTZ, J. R e MORSS, E. A theory of the tax level determinants for developing countries. **Economic Development and Cultural Change** n. 18, p. 328-41, 1970.
- NASCIMENTO, R. E.; Gerardo, J. C. **Lei Complementar nº 101/2000**: dois anos da lei de responsabilidade fiscal, Rio de Janeiro: BNDES – Secretaria para assuntos especiais, 2002.
- PIRES, H. A. A. **A credibilidade da política fiscal**: um modelo de reputação para a execução das garantias fiscais pela União junto aos Estados após o programa de ajuste fiscal e a lei de responsabilidade fiscal. Brasília, 2001. Monografia vencedora em 1º lugar no VI Prêmio Tesouro Nacional.
- SANTOS, G. C. **A dívida dos estados**: composição, evolução e concentração. Brasília, 1998. Monografia agraciada com menção honrosa no III Prêmio de Monografia. Tesouro Nacional, Tópicos Especiais de Finanças Públicas.
- SANTOS, T. G. M. *et alii*. Ajuste fiscal dos estados. Brasília, 1997. Monografia vencedora em 3º lugar no II Prêmio STN de Monografia.
- 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).
- TEXEIRA, M. F. F. **Composição dos gastos dos estados brasileiros, 1983-99**. Brasília, 2001. Monografia premiada em 2º lugar no VII Prêmio Tesouro Nacional.

VALE, E. M. A economia obtida pelo setor público com a assunção das dívidas dos estados pela União, na execução do programa de reestruturação e ajuste dos estados (Lei nº 9.496/1997). Brasília, 2000. Monografia agraciada com menção honrosa no V Prêmio Tesouro Nacional.

EDITORIAL

Coordenação

Silvânia de Araujo Carvalho

Supervisão

Iranilde Rego

Revisão

Gisela Viana Avancini Rojas

Sarah Ribeiro Pontes

Allisson Pereira Souza (estagiário)

Constança de Almeida Lazzarin (estagiária)

Editoração

Aeromilson Mesquita

Elidiane Bezerra Borges

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9º andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 315-5336

Fax: (61) 315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Presidente Antônio Carlos, 51,

14º andar – 20020-010 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3804-8118

Fax: (21) 2220-5533

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)