

REAÇÕES FISCAIS E A DÍVIDA DOS ESTADOS BRASILEIROS: EFEITOS DO FEDERALISMO FISCAL E DAS REGRAS ORÇAMENTÁRIAS

Fiscal reactions and the debt of Brazilian states: the effect of fiscal federalism of the budgetary rules

Fernando Motta Correia

Economista. Doutor em Desenvolvimento Econômico. Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná - UFPR. Av. Prefeito Lothário Meissner, 632 - térreo, SA.01N.06. Jardim Botânico. CEP: 80210-170. Curitiba, PR. fmottabr@yahoo.com.br

Luiz Carlos Ribeiro Neduziak

Economista. Doutor em Desenvolvimento Econômico pela UFPR. Fundação de Estudos Sociais do Paraná. Rua Doutor Faivre, 141, Centro. CEP: 80060-140. Curitiba, PR. luiz_neduziakov@hotmail.com

Resumo: O objetivo do trabalho é analisar os determinantes da dívida dos estados brasileiros levando em conta a estrutura federativa fiscal com base nos parâmetros das transferências intergovernamentais. É desenvolvida uma discussão entre federalismo fiscal, regras orçamentárias e dívida com o objetivo de caracterizar o ambiente das finanças públicas estaduais a partir da promulgação da Constituição de 1988. O trabalho desenvolve uma análise multivariada com base em alguns indicadores fiscais tendo o suporte da metodologia em painel de dados com efeito *threshold* para entender o comportamento da dívida dos estados. Os principais resultados da pesquisa mostram que um choque positivo nas transferências intergovernamentais produz um aumento na dívida dos estados, porém com intensidades diferentes para os grupos de estados. O artigo identifica um importante canal de transmissão fiscal: as transferências intergovernamentais e a dívida dos entes estaduais.

Palavras-chave: Dívida pública; Transferências; Estados brasileiros.

Abstract: The article analyzes the determinants of the Debt of the Brazilian States from the fiscal federative structure based on the parameters of the intergovernmental transfers. A discussion is developed between fiscal federalism, budget rules and Debt with the objective of characterizing the state public finance environment from the promulgation of the 1988 Constitution. The work develops a multivariate analysis based on some fiscal indicators supporting the panel methodology Threshold to understand the behavior of State Debt. The main research results show that a positive shock in intergovernmental transfers produces an increase in State Debt, but with different intensities for the groups of States. The research presents an important fiscal transmission effect between the intergovernmental transfers and the debt of the Brazilian states.

Keywords: Debt; Intergovernmental Transfers; Brazilian States.

1 INTRODUÇÃO

Desde a Constituição de 1988, com a estrutura federativa fiscal e as regras fiscais desenhadas pela LRF, observa-se de forma recorrente processos de renegociação das dívidas estaduais entre a União e os estados. Se, por um lado, os desenhos institucionais da estrutura federativa fiscal e da LRF têm por fim induzir os entes subnacionais a um processo de autonomia fiscal e responsabilidade orçamentária, de outro, tal aparato legal não consegue estancar as crises fiscais observadas nos diversos estados brasileiros.

A literatura tem abordado o tema da solvência fiscal dos estados brasileiros levando em consideração o comportamento da dívida dos entes subnacionais. Fontenele et al. (2015), com base na metodologia de raiz unitária, chega à conclusão que com exceção dos estados da região Centro-Oeste, os resultados mostraram uma condição de insustentabilidade. Tabosa et al. (2016), fazendo uso da metodologia *threshold* em painel de dados, ao incluir não linearidade nas reações fiscais, concluem que, no âmbito das finanças públicas estaduais, não há uma política fiscal ativa de geração de um superávit primário, a partir de um aumento da dívida. Mora (2016) identificou um novo ciclo de comportamento da dívida dos estados a partir de 2008, de modo que o aumento do endividamento não foi linear entre as UFs. Correia e Neduziak (2017) analisaram os efeitos dos gastos em investimento sobre a dívida dos estados brasileiros, de modo que os principais resultados apontam para um comportamento não linear na relação entre dívida e despesa com investimento. Barbosa (2018) analisa um painel de dados contendo todos os estados brasileiros e o Distrito Federal e demonstra que a dinâmica da dívida pública não foi sustentável entre 2001 e 2015.

Embora a literatura tenha analisado as condições de sustentabilidade fiscal dos estados brasileiros, a heterogeneidade orçamentária entre os diferentes entes estaduais não é levada em consideração nos estudos que buscam avaliar as condições de solvência da dívida dos estados. Portanto, há uma lacuna nos estudos referentes à dinâmica fiscal dos entes estaduais subnacionais ao não associar os efeitos das diferentes reações fiscais e dependência orçamentária na dívida dos estados.

O objetivo do artigo é analisar os determinantes da dívida dos estados brasileiros levando em conta a estrutura federativa fiscal com base nos parâmetros das transferências intergovernamentais. Aplica-se uma análise de *threshold* em painel de dados para testar o efeito da não linearidade entre a dívida e as transferências (FPE) para os Estados brasileiros.

A pesquisa traz uma importante contribuição ao identificar efeitos das transferências intergovernamentais na dívida dos entes subnacionais. O tema descentralização fiscal no debate teórico e empírico na economia do setor público chama a atenção aos mecanismos de transferências intergovernamentais, onde estes têm por primazia o fortalecimento da capacidade tributária dos entes subnacionais. A descentralização fiscal, acompanhada por uma maior capacidade de arrecadação tributária, a princípio poderia induzir à maior responsabilidade fiscal e, por consequência, a dívidas públicas sustentáveis. O artigo identifica um importante canal de transmissão fiscal: as transferências intergovernamentais e a dívida dos entes estaduais.

O artigo está estruturado em quatro seções além desta introdução. A segunda seção dois traz uma discussão entre federalismo fiscal, regras orçamentárias e dívida. O objetivo é caracterizar o ambiente das finanças públicas estaduais a partir da promulgação da Constituição de 1988, bem como o que a literatura tem abordado a respeito da dinâmica da dívida dos estados. A terceira seção apresenta a metodologia da pesquisa. Na quarta seção é apresentada a análise dos resultados. Por fim, a quinta seção traz as principais conclusões da pesquisa.

2 FEDERALISMO FISCAL, REGRAS ORÇAMENTÁRIAS E DÍVIDA: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

Desde os fins da década de 80, após a promulgação da Constituição de 1988, a crise fiscal nas finanças estaduais tem sido recorrente. Alguns programas de renegociação das dívidas dos entes subnacionais procuraram estancar o crescimento dos endividamentos estaduais. Ao longo desses últimos 30 anos, o agravamento fiscal no orçamento público nesses entes federativos abre espaço para

novas e velhas questões acerca das finanças públicas.

No início dos anos 2000, diante da necessidade de se impor regras fiscais face ao novo tripé de política econômica, meta de inflação – câmbio flexível – responsabilidade fiscal, o pacto fiscal instituído com o surgimento da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) representou um alento na tentativa de promover um saneamento nas finanças públicas dos três entes federativos.

Apesar de se tratar de uma regra jurídica, sua criação está diretamente associada ao contexto macroeconômico brasileiro da década de 90: fragilidade dos instrumentos fiscais. As diversas experiências internacionais podem ser consideradas parâmetros para a formulação da LRF, tais como o Tratado de Maastricht, na União Europeia, em 1992, o *Fiscal Responsibility Act* (FRA) de 1994, na Nova Zelândia, e o *Budget Responsibility Committee*, nos Estados Unidos.

Projetos de renegociação das dívidas estaduais e LRF, todos instrumentos jurídico-fiscais, foram transcorridos em um cenário de descentralização fiscal entre os três entes federativos (Municípios, Estados e União), com base nos princípios de federalismo fiscal instituídos com a promulgação da Constituição de 1988.

A elaboração da Carta Magna brasileira de 1988 aponta para a necessidade de um sistema federativo orçamentário capaz de minimizar os desequilíbrios regionais. Em função das disparidades regionais, um dos mecanismos institucionais de equilíbrio das finanças públicas é o sistema de transferências intergovernamentais. No regime federativo brasileiro, o mecanismo de transferência vertical tem o intuito de promover o equilíbrio orçamentário, sobretudo nas finanças de entes federativos com baixa capacidade de arrecadação tributária.

Em contraste ao sistema federativo fiscal, a LRF busca a estabilidade orçamentária a partir do planejamento e transparência, onde são estabelecidos limites e metas a serem alcançados pelos gestores públicos em relação ao uso do orçamento público. Se, por um lado, o sistema federativo orçamentário busca minimizar as distorções regionais entre os diferentes entes federativos, a LRF busca corrigir o uso descontrolado do orçamento público.

Uma característica da LRF é a tentativa de promover uma convergência orçamentária ao buscar

disciplinar os três entes federativos em relação ao uso dos instrumentos fiscais. Por outro lado, a LRF é uma regra fiscal instituída em um País com diversidades regionais, acompanhada por mecanismos de transferências intergovernamentais que limitam a capacidade de convergência orçamentária.

Pode-se, então, mapear dois marcos que representam as regras jurídico-fiscais no desenho institucional orçamentário para os entes federativos: o federalismo fiscal instituído com a promulgação da Constituição de 1988 e a criação da LRF, no início dos anos 2000.

Na década de 90, foram assinados alguns contratos com o Governo Federal na tentativa de sanear as contas públicas estaduais diante do crescimento das dívidas dos governos subnacionais. O início dessas negociações pode ser reportado ao estado de São Paulo que, em 1997, buscou estabelecer uma renegociação da sua dívida junto à União. O Programa de Apoio à Reestruturação e ao Ajuste Fiscal dos Estados emerge frente ao agravamento da crise financeira dos Estados.

O cenário de endividamento e geração de déficits fiscais sucessivos levou à edição da Lei nº 9.496, em 11 de setembro de 1997, obedecendo aos parâmetros definidos quando da edição da Resolução nº 162/95, do Conselho Monetário Nacional, ao se estabelecer os critérios para a consolidação, a assunção e o refinanciamento, pela União, de diversas dívidas financeiras de responsabilidade de Estados e do Distrito Federal, inclusive Dívida Mobiliária.

A principal característica do Programa de Reestruturação e de Ajuste Fiscal de 1997 foi o refinanciamento das dívidas estaduais com a definição de metas anuais para um triênio. A proposta estabeleceu que a cada ano fosse avaliado o cumprimento das metas e compromissos do exercício anterior. Anualmente, poderia ser realizada a atualização de metas para um novo triênio.

A época do Programa de Reestruturação e de Ajuste Fiscal, segundo dados do Banco Central, de 1988 a 1997 o total da dívida mobiliária dos Estados havia crescido cerca de 10 vezes. Os fatores responsáveis para o escalonamento das dívidas estaduais entre 1988 e 1997 são sugeridos por Santos (1999). Para o autor, as mudanças no perfil dos títulos são tidas como um fator relevante para entender a escalonada das dívidas estaduais. A partir de 1988, os títulos passaram a ser reajustados com

a variação do rendimento do *overnight*. Como o *over* tendia a ser maior que a correção monetária, o saldo da dívida passou a crescer a taxas mais elevadas e os efeitos das taxas de juros a partir do final de 1991, onde foi adotada uma política de taxas de juros positiva o que contribuiu para a elevação do rendimento do *over* e, conseqüentemente, do saldo dos títulos públicos.

Além disso, a existência de um mecanismo perverso de renegociação, pelo qual os Estados conseguiam transferir parte significativa de suas dívidas com o setor privado para novas dívidas com o Governo Federal, é apontado por Werlang e Fraga Neto (1995). Em tal mecanismo não havia a exigência prática de contrapartida de ajuste fiscal. Segundo os autores, isso incentivou um comportamento adverso dos entes federativos estaduais ao estimular o incremento dos gastos na expectativa de que em algum momento a União viesse iria a socorrê-los. Para Loureiro e Abrucio (2004), o uso dos bancos estaduais como instrumentos não legais de “quase-emissão” de moeda possibilitava a prática dos entes subnacionais estaduais de não saldar as dívidas contraídas com essas agências financeiras, uma vez que os dirigentes eram nomeados (e, portanto, controlados) pelos próprios governadores.

Embora a Lei nº 9.496, de 1997, tenha estabelecido critérios e condições para a consolidação fiscal dos Estados, como o incentivo a arrecadação de receitas próprias, o chamado *flypaper effect* conforme apontado por Pires e Bugarin (2003), poderia ter desempenhado um fator negativo na busca por tal consolidação fiscal. O *flypaper effect* pode ocorrer na situação onde os estados, em função do sistema de transferências constitucionais obrigatórias, recebendo mais recursos sem a contrapartida de um aumento do esforço tributário próprio, acabam sendo estimulados a usar o orçamento público de maneira menos responsável.

Assim, até o fim da década de 90 podemos estabelecer três características acerca dos orçamentos estaduais para entender o seu comportamento: o perfil da dívida dos estados, os mecanismos de negociação entre União e Estados para consolidação fiscal, e os mecanismos perversos do sistema de transferências surgidos a partir da estrutura federativa estabelecida pela Constituição de 1988.

Passados pouco mais de dez anos após a promulgação da Carta Magna de 1988, em 1999, com

o agravamento dos instrumentos de política econômica de estabilidade monetária do Plano Real, desenhava-se o novo modelo de política econômica brasileira, metas de inflação – câmbio flexível – responsabilidade fiscal.

A característica do novo tripé de política econômica exigia a imposição de regras fiscais que auxiliaria a continuidade da estabilidade macroeconômica até então conquistada com o advento do Plano Real. A institucionalização da LRF veio atender a essa lacuna com o objetivo de disciplinar os três entes federativos tendo em vista os objetivos macroeconômicos de estabilidade econômica. Nesse período, a federação havia também experimentado pouco tempo do modelo federativo fiscal instituído a partir da Constituição de 1988.

No início dos anos 2000, os orçamentos estaduais tiveram seus desempenhos influenciados por dois mecanismos. O primeiro, a estrutura federativa fiscal, com a institucionalização das responsabilidades de execução de gastos e arrecadação tributária para cada um dos três entes federados, bem como o sistema de transferências intergovernamentais. O segundo, as regras fiscais desenhadas pela LRF.

A conjuntura econômica no início dos anos 2000 é caracterizada pela primeira onda de crescimento econômico desde a conquista da estabilidade inflacionária com a criação do Plano Real. O cenário de crescimento econômico favorável que se assistiu na maior parte dos anos 2000, o chamado *boom* das *commodities*, representou um alento nas finanças públicas em todos os entes federativos. Mora e Giambiagi (2007) associam a retomada do crescimento econômico a uma menor pressão junto às finanças estaduais, uma vez que o bom desempenho da economia representa um ambiente flexível na implementação das regras fiscais da LRF.

Como os entes subnacionais têm um baixo comprometimento com a estabilidade macroeconômica, o seu enquadramento aos limites impostos pela busca de equilíbrio fiscal depende de imposições legais como a LRF. Daí que nos momentos de *boom* econômico há uma espécie de suavização das pressões das imposições legais de eventuais regras fiscais.

No caso dos estados, o cenário favorável de crescimento possibilitou que se ampliasse um volume de recursos provenientes das transferências

constitucionais da União para os estados. O ambiente favorável e animador de crescimento ao canalizar uma fonte de recursos significativa para os entes estaduais, sobretudo via Fundo de Participação dos Estados (FPE), de certa forma mascarou a eficácia dos instrumentos de controle orçamentário criados com a LRF.

O bom desempenho da economia brasileira pode ter produzido um relaxamento no esforço dos entes federados na captura de suas receitas tributárias. Nesse cenário, uma prática usual após a implementação da LRF foi o uso do ICMS como instrumento de incentivo ao desenvolvimento e que pode ter contribuído para a redução da autonomia fiscal dos estados. Para Vergolino (2013), vários estados criaram um conjunto de incentivos, basicamente via ICMS, como instrumento para se fazer política de fomento após a aprovação da LRF. Esse mecanismo viria a substituir a redução do investimento dos entes estaduais em detrimento do aumento do gasto com pessoal.

Assim, o desenho institucional da estrutura federativa fiscal desde a promulgação da Constituição de 1988 e da LRF, no início dos anos 2000, parece não estancar as crises fiscais observadas nos diversos Estados brasileiros.

Em função de tal cenário, a literatura tem dado um destaque à análise da solvência fiscal dos estados. Fontenele et al. (2015) analisam a sustentabilidade dos estados brasileiros mais o Distrito Federal no período 2000 a 2010 com base na metodologia de raiz unitária para verificar se a trajetória da dívida é sustentável; os resultados mostraram uma condição de insustentabilidade, com exceção dos estados da região Centro-Oeste.

Tabosa et al. (2016), fazendo uso da metodologia *threshold* em painel de dados, ao incluir não linearidade nas reações fiscais, concluem que, no âmbito das finanças públicas estaduais, não há uma política fiscal ativa de geração de um superávit primário, a partir de um aumento da dívida.

Mora (2016) identifica um novo ciclo de endividamento a partir de 2011. A pesquisa chama a atenção da relação entre operações de crédito e a dívida dos estados, de modo que aumento do endividamento não foi linear entre as UFs.

Correia e Neduziak (2017) analisam os efeitos dos gastos em investimento sobre a dívida dos estados brasileiros. A hipótese da pesquisa sugere que, devido à ausência de regras fiscais para as

despesas com investimento, no conjunto de regras da Lei de Responsabilidade Fiscal, há um comportamento não linear na relação entre dívida e despesas com investimento devido ao uso dos investimentos públicos de maneira discricionária.

Barbosa (2018) desenvolve uma análise de painel contendo todos os estados brasileiros e o Distrito Federal demonstrando que a dinâmica da dívida pública não foi sustentável entre 2001 e 2015. O fator determinante para o descontrole fiscal das unidades federativas foi o aumento desproporcional das despesas, principalmente as despesas ligadas a pessoal, tanto com os funcionários ativos quanto com os inativos. Também cabe mencionar a queda nas receitas estaduais nos anos de 2014 e 2015, ocorrida em função da desaceleração da economia nacional.

A literatura não tem levado em consideração a heterogeneidade orçamentária entre os diferentes entes estaduais nas condições de solvência da dívida dos estados. Portanto, há uma lacuna nos estudos referentes à dinâmica fiscal dos entes estaduais subnacionais ao não associar os efeitos das diferentes reações fiscais e dependência orçamentária na dívida dos estados.

3 METODOLOGIA

Nesta seção, serão apresentadas as duas metodologias que servirão de base para a análise dos resultados. Em um primeiro momento, apresenta-se a análise multivariada de *cluster*, um método que auxilia na análise preliminar dos dados e na identificação de padrões entre variáveis predefinidas. Em um segundo momento, expõe-se o modelo de regressão com efeito *threshold*, que permite inferir a existência de relacionamentos não lineares entre variáveis.

A técnica multivariada de *cluster* agrupa um conjunto de observações de acordo com um vetor de características selecionadas. A análise de *cluster* é uma técnica distinta de outros métodos de classificação convencionais uma vez que não são feitas hipóteses *a priori* acerca da estrutura do agrupamento, deixando os dados falarem por si (JOHNSON; WICHERN, 2007).

Há dois métodos consolidados de implementação para a análise de *cluster*: o método hierárquico e o não hierárquico. O método de agrupamento hierárquico consiste, em um primeiro momento,

em formar grupos tal qual o número de observações da matriz de dados multivariados. A partir disso, relaxa-se o critério de similaridade de modo que, no limite, tenha-se apenas a formação de um único grupo. Por outro lado, no método não hierárquico, arbitra-se *a priori* o número de grupos que se deseja. Em ambos os métodos, os agrupamentos são formados de acordo com algum critério de dissimilaridade (JOHNSON; WICHERN, 2007; DE CARVALHO, 2005), quais sejam:

- a) a distância euclidiana, a mais comum, que mede a distância geométrica entre duas observações de tamanho p , $\mathbf{x}' = [x_1, x_2, \dots, x_p]$ e $\mathbf{y}' = [y_1, y_2, \dots, y_p]$, em um espaço multidimensional, $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sqrt{\sum_{i=1}^p (x_i - y_i)^2}$.
- b) o quadrado da distância euclidiana, cuja expressão é a raiz quadrada da anterior, $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^p (x_i - y_i)^2$.
- c) a distância *city-block* ou *Manhattan*, $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^p |x_i - y_i|$.
- d) a distância de *Mahalanobis* ou distância estatística, $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sqrt{(\mathbf{x} - \mathbf{y})' \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x} - \mathbf{y})}$.
- e) a métrica de *Minkowski*, $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sqrt[n]{\sum_{i=1}^p |x_i - y_i|^n}$. Para $n = 1$, $d(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ mede a distância *city-block* entre dois pontos no espaço p -dimensional. Para $n = 2$, torna-se a distância euclidiana.

Os resultados do agrupamento podem ser apreendidos por meio da utilização de diagramas de árvore conhecidos como dendrogramas. A formação do *cluster* só se torna possível por meio do estabelecimento de ligações entre as unidades de análise.¹ Para realizar a análise da qualidade do agrupamento formado, utiliza-se a correlação co-fenética, que mensura a correlação entre a ligação dos objetos no agrupamento e a distância estabelecida entre eles. Quanto maior o valor da correlação, maior a qualidade da formação do *cluster*.

Uma vez feita a análise preliminar dos dados, será construído um modelo de regressão de dados

1 Johnson e Wichern (2007) sugerem cinco tipos de ligações: (i) ligações simples (ou vizinho mais próximo), ocorre quando os grupos são fundidos de acordo com a menor distância que guardam entre si, sendo $d_{(UV)W} = \min\{d_{UV}, d_{VW}\}$; (ii) ligações completas (ou vizinho mais distante), resulta da fusão dos grupos de acordo com a maior distância, sendo $d_{(UV)W} = \max\{d_{UV}, d_{VW}\}$; (iii) método das médias, quando os grupos são fundidos de acordo com a sua distância média, sendo $d_{(UV)W} = \frac{\sum_k d_{ik}}{N_{(UV)}N_W}$; (iv) método do centroide (HAIR JR. et al., 2005) e (v) método de Ward, sendo $ESS = \sum_{j=1}^N (x_j - \bar{x})(x_j - \bar{x})$.

em painel com efeito *threshold*, que permitirá inferir a existência de não linearidade entre as variáveis. A abordagem tradicional de painel com efeitos fixos não considera possíveis diferenças presentes nas inclinações dos modelos de regressão, o que impossibilita avaliar possíveis quebras no relacionamento entre as variáveis ou a formação de *clusters*, típicas em situações de não linearidade (WANG, 2015; HANSEN, 1999).

De acordo com Hansen (1999), a equação estrutural básica do painel com efeito *threshold* pode ser descrita da seguinte maneira:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) \quad (1)$$

Onde $I(\cdot)$ denota uma função característica.

A expressão anterior pode ser escrita na seguinte forma compacta:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1' x_{it} + \varepsilon_{it}, & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta_2' x_{it} + \varepsilon_{it}, & q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (2)$$

O subscrito *it* indexa o indivíduo *i* no tempo *t*. As variáveis y_{it} (dependente) e q_{it} (*threshold*) são escalares, o regressor x_{it} um vetor de tamanho k e ε_{it} o termo de erro \sim i.i.d. com média zero e variância σ^2 . A equação 2 demonstra que as observações amostrais podem ser divididas em dois regimes distintos dependendo se o valor da variável q_{it} encontra-se acima ou abaixo do parâmetro de *threshold* γ . Reescrevendo a equação 2, chega-se à forma estrutural geral:

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (3)$$

Dado o valor do parâmetro γ , o estimador de β será:

$$\beta = \{X^*(\gamma)' X^*(\gamma)\}^{-1} \{X^*(\gamma)' y^*\} \quad (4)$$

Os parâmetros X^* e y^* representam as observações transformadas pela média. A estimação do parâmetro γ exige que se estabeleça um intervalo $(\underline{\gamma}, \bar{\gamma})$ - os quantis de q_{it} . De acordo com Wang (2014), o estimador MQO de γ é ingênuo, o que leva à violação da hipótese de normalidade dos resíduos. Para contornar esse problema, Hansen (1999) demonstra que é possível identificar, consistentemente, o parâmetro γ por meio da

estimação por reamostragem (*bootstrep*) de intervalos de confiança por máxima verossimilhança.

A hipótese nula a ser testada será se os dois modelos de regressão apresentam a mesma inclinação (o *threshold* não é identificado ou o modelo é linear), ou seja, testa-se $H_0 = \beta_1 = \beta_2$ X $H_a = \beta_1 \neq \beta_2$. Se a hipótese da linearidade não é aceita, deve-se proceder à estimação de um modelo com dois *thresholds*, sob a hipótese nula de que o modelo simples de *threshold* é adequado. Se a hipótese nula não é aceita, deve-se estimar um modelo com três *thresholds* e assim sucessivamente. O algoritmo termina quando a hipótese nula não pode mais ser rejeitada (WANG, 2014).

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Análise preliminar de cluster e identificação de padrões entre as variáveis

Esta seção apresenta os resultados da análise preliminar de *cluster* e do modelo de regressão com efeito *threshold*.

Para a análise de *cluster*, foram utilizadas três variáveis: (i) a razão gasto corrente/receita tributária. Essa variável busca mensurar o quanto a despesa corrente supera a receita tributária. Entende-se que a política de incentivo tributário pode comprometer o volume de recursos necessários na busca pelo equilíbrio orçamentário preconizado pela LRF; (ii) a razão investimento/gasto com pessoal. Essa variável está relacionada à alocação das despesas de investimento em detrimento da despe-

sa com pessoal, tendo em vista as preferências orçamentárias identificadas em capítulo precedente e, por fim, a razão dívida consolidada líquida/receita corrente líquida, que representa o parâmetro de endividamento, definido pela LRF.

Analisou-se como os 27 estados da federação se agrupam de acordo com essas três variáveis. Para a análise de *cluster*, foi utilizado o software MATLAB. A Tabela 1, a seguir, apresenta a análise da qualidade do agrupamento de acordo com o conceito de correlação cofenética, para todos os tipos de combinações de distâncias e ligações. Os arranjos mais adequados foram aqueles formados pela distância euclidiana e ligação Average (0.9125) e pela distância Minkowski e distância Average (0.9125).

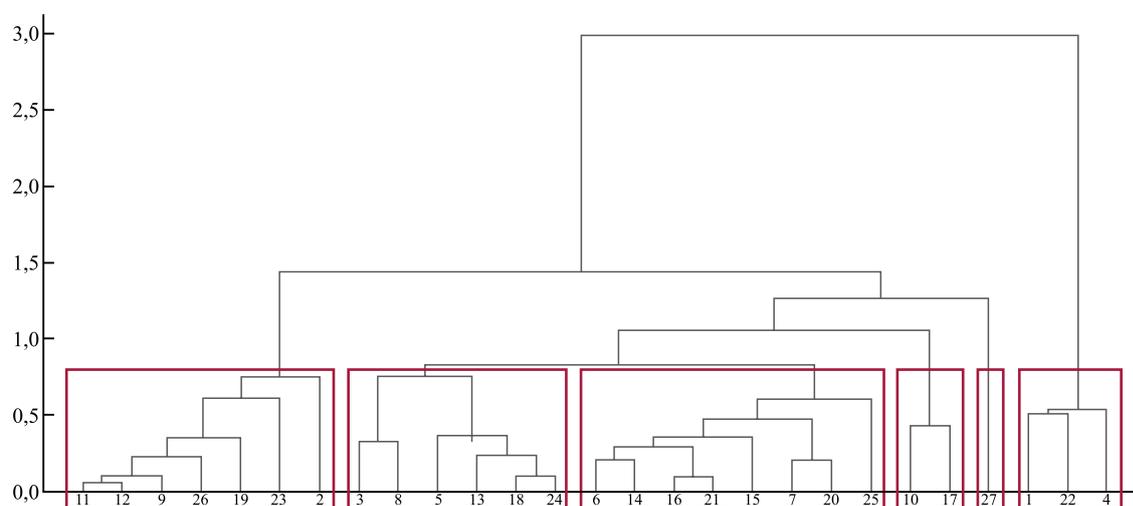
Tabela 1 – Correlações Cofenéticas

a1	0.9035	b1	0.8739	c1	0.8596	d1	0.8481	e1	0.9035
a2	0.8681	b2	0.855	c2	0.526	d2	0.8053	e2	0.8681
a3	0.9125	b3	0.8671	c3	0.8486	d3	0.8624	e3	0.9125
a4	0.9117	b4	0.8648	c4	0.8779	d4	0.8621	e4	0.9117
a5	0.8747	b5	0.818	c5	0.8249	d5	0.7014	e5	0.8747

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

O dendrograma abaixo demonstra os dois tipos de agrupamentos sugeridos pela correlação cofenética. Como as correlações cofenéticas são idênticas, é apresentado apenas um dendrograma, que sugere seis agrupamentos distintos (delimitados pelos retângulos) de acordo com os três indicadores anteriormente mencionados: (i) razão gasto corrente/receita tributária; (ii) razão gasto investimento/gasto pessoal e, por fim, razão dívida consolidada líquida/receita corrente líquida.

Figura 1 – Dendrograma



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Desse modo, podem-se delimitar os seguintes grupos de estados:

- *Primeiro grupo*: Alagoas, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo.
- *Segundo grupo*: Amazonas, Bahia, Espírito Santo, Mato Grosso, Paraná e Santa Catarina.
- *Terceiro grupo*: Ceará, Distrito Federal, Pará, Paraíba, Pernambuco, Rio Grande do Norte, Rondônia e Sergipe.
- *Quarto grupo*: Maranhão e Piauí
- *Quinto grupo*: Tocantins.
- *Sexto grupo*: Acre, Roraima e Amapá.

O resultado da análise de *cluster* identificou um agrupamento pouco usual nas características ou similaridades entre os entes federativos estaduais, todavia, ao associarmos o gasto corrente *per capita* ao seu respectivo grupo, pode-se perceber a existência de certa similaridade, tal como sugere a Tabela 2, a seguir, que apresenta a média do gasto corrente *per capita* para os estados brasileiros, no período 2000 – 2012, de acordo com o grupo a que pertence cada estado, tal como sugerido pela análise de *cluster*. Os dados foram organizados em escala decrescente de gasto corrente *per capita*. Uma primeira hipótese de identificação que explica o relacionamento entre o gasto corrente *per capita* e os respectivos agrupamentos sugere que os estados do sexto grupo tendem a apresentar um gasto corrente *per capita* mais elevado, enquanto que os estados do quarto grupo tendem a apresentar uma baixa despesa corrente *per capita*.

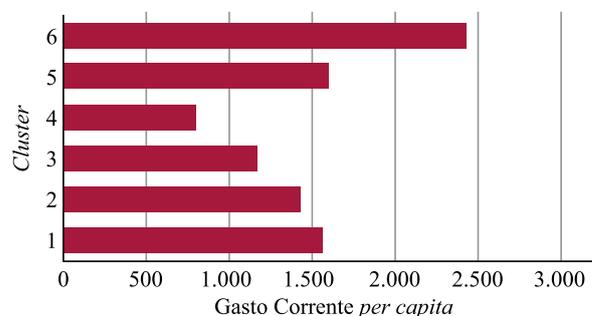
Essa relação pode estar associada à escolha das variáveis envolvidas na elaboração do experimento empírico. Ou seja, o comportamento dos indicadores fiscais selecionados – razão gasto corrente/receita tributária, razão gasto investimento/gasto pessoal e razão dívida consolidada líquida/receita corrente líquida – pode estar relacionado ao nível de despesa corrente *per capita*, para cada um dos 27 estados. Nesse sentido, foi construída a média da despesa corrente *per capita* para cada um dos seis grupos formados na análise de *cluster*. Essa informação encontra-se no Gráfico 3, abaixo.

Tabela 2 – Gasto Corrente *per capita* para os estados brasileiros (média para o período 2000-2012)

Ente Federativo	Gasto Corrente Per capita (R\$)	Cluster
Distrito Federal	3.125,97	3°
Roraima	2.596,34	6°
Acre	2.368,89	6°
Amapá	2.330,65	6°
São Paulo	1.944,29	1°
Rio de Janeiro	1.923,23	1°
Mato Grosso	1.803,21	2°
Mato Grosso do Sul	1.803,16	1°
Espírito Santo	1.724,22	2°
Rio Grande do Sul	1.673,70	1°
Rondônia	1.617,57	3°
Tocantins	1.596,45	5°
Sergipe	1.492,15	3°
Amazonas	1.476,06	2°
Goiás	1.329,84	1°
Minas Gerais	1.326,98	1°
Santa Catarina	1.316,38	2°
Paraná	1.299,92	2°
Rio Grande do Norte	1.264,82	3°
Pernambuco	1.110,57	3°
Bahia	966,20	2°
Paraíba	962,09	3°
Alagoas	925,26	1°
Ceará	911,20	3°
Piauí	898,95	4°
Pará	838,93	3°
Maranhão	699,59	4°

Fonte: elaborada pelos autores com base em Correia e Neduziak (2017).

Gráfico 1 – Gasto corrente *per capita* médio por Cluster



Fonte: elaborado pelos autores com base em Correia e Neduziak (2017).

Quando se comparam os valores médios entre os seis grupos, é possível notar uma divergência

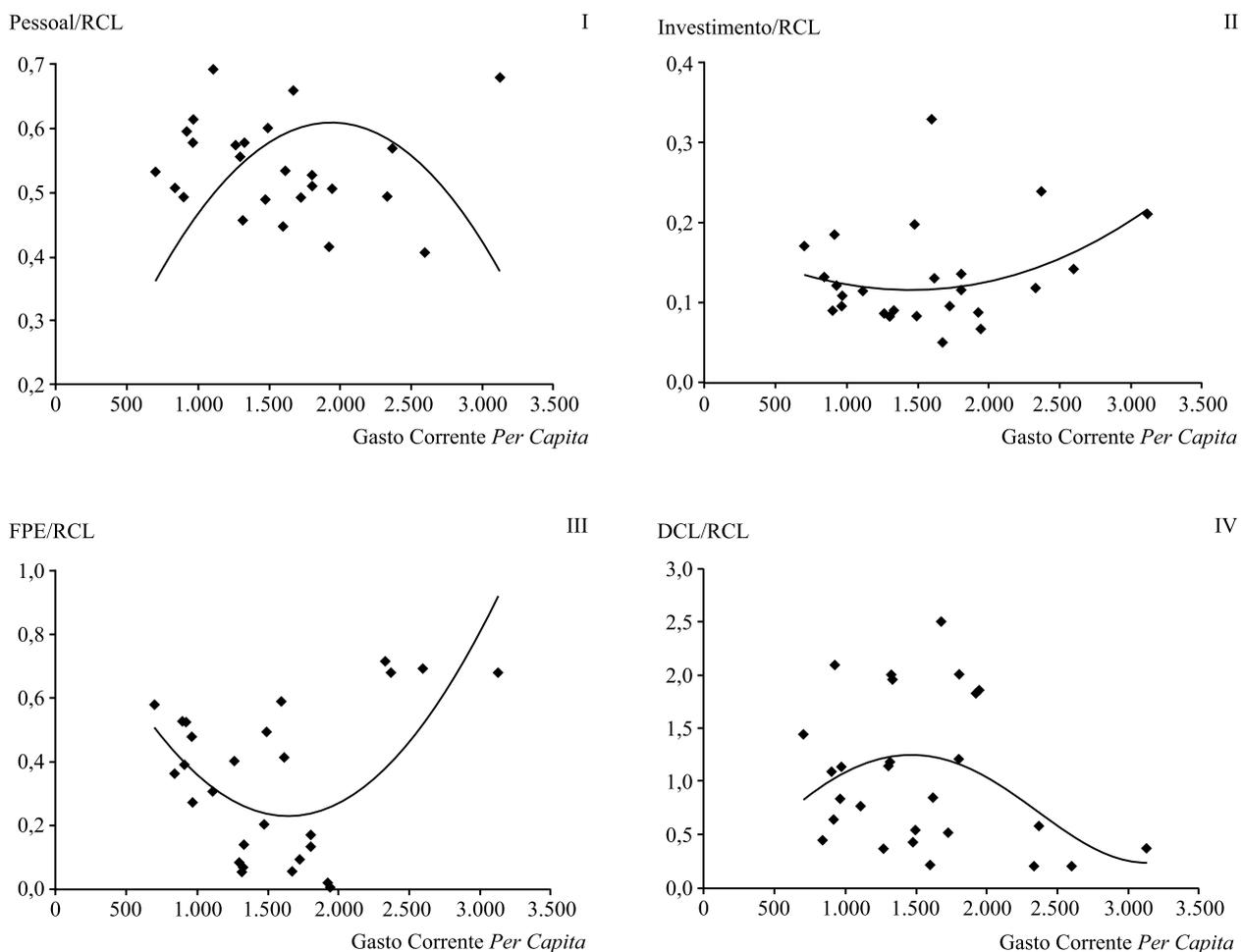
em cada um dos seis agrupamentos, tendo em vista que os entes federativos tendem a apresentar características similares quanto aos valores dos indicadores apresentados na análise de *cluster* de acordo com o valor dos seus respectivos gastos correntes *per capita*. Percebe-se que os estados do grupo 4 apresentam a menor média para as despesas correntes *per capita* comparativamente aos outros cinco grupos, enquanto que os estados do grupo 6 apresentam a maior média em comparação aos outros agrupamentos. Desse modo, o uso dessa variável pode auxiliar na identificação de algumas relações que não são evidentes, à primeira vista.

As regras orçamentárias definiram parâmetros acerca dos limites de endividamento e despesa com pessoal no plano da LRF, deixando à margem as despesas com investimento. No plano da Constituição de 1988, um importante parâmetro desenhado foi a quota-parte a que cada um dos 27 estados

tem direito na partilha do FPE. Se há uma diferença expressiva entre a média do gasto corrente *per capita* entre os seis agrupamentos (Gráfico 3), isso sugere que pode haver uma relação entre tal indicador e os parâmetros da LRF e do sistema de transferências intergovernamentais.

A Figura 2, a seguir, traz uma análise de dispersão de quatro indicadores fiscais com o gasto corrente *per capita*, considerando os valores médios para o período 2000-2012. O gráfico I, a seguir, traz a despesa com pessoal em relação a receita corrente líquida, o gráfico II, o gasto em investimento em relação a receita corrente líquida, o gráfico III, a relação entre o FPE e a receita corrente líquida, e o gráfico IV, a razão entre da dívida consolidada líquida e a receita corrente líquida. As análises de dispersão sugerem uma relação de não linearidade entre os quatro indicadores fiscais e o gasto corrente *per capita*.

Figura 2 – Dispersão entre variáveis fiscais selecionadas para os estados brasileiros (média 2000-2012)



Fonte: elaborada pelos autores com base em STN (2017) e IBGE (2017).

A ideia nas análises de dispersão é identificar *a priori* algum padrão no comportamento dos indi-

cadores fiscais com a variável despesa corrente *per capita*, já que esta última se mostrou representati-

va na identificação dos agrupamentos na análise de *cluster*. Para cada uma das quatro relações na Figura 2, foi adicionada uma linha de tendência de natureza não linear. A partir disso, desconfia-se de que há uma região de inflexão em todas as quatro relações observadas. Tal inflexão estaria situada entre R\$ 1.500 e R\$ 2.000 do gasto corrente *per capita*.

No *gráfico I* da Figura 2, quanto maior a despesa corrente *per capita*, maior a despesa com pessoal. Essa relação é observada para valores anteriores ao ponto de inflexão, após esse ponto, verifica-se que quanto maior a despesa corrente *per capita*, menor a despesa com pessoal. O *gráfico II*, referente à despesa com investimento, sugere que, para gastos correntes *per capita* superiores ao ponto de inflexão, a relação seria positiva, ou seja, os gastos em investimentos são maiores quanto maior a despesa corrente *per capita*. Em relação às transferências intergovernamentais, *gráfico III*, quanto maior o gasto corrente *per capita* (para valores inferiores ao ponto de inflexão) menor a relação FPE/RCL; para valores superiores ao ponto de inflexão, a relação seria positiva. Por fim, o *gráfico IV*, referente à dívida consolidada líquida, a relação de não linearidade sugeriria também a existência de um ponto de inflexão, de tal modo que para valores cada vez maiores, inferiores ao ponto de inflexão, maior a dívida consolidada em relação à receita corrente líquida; do contrário, posterior ao ponto de inflexão, a relação é inversa.

A visualização de um ponto de inflexão nas relações fiscais da Figura 2 ajuda a entender as escolhas orçamentárias, desde a implementação da LRF. Podem-se sintetizar os resultados com base em uma nova tipologia para os estados – aqueles com baixo gasto corrente *per capita* e os que apresentam alto gasto corrente *per capita*.

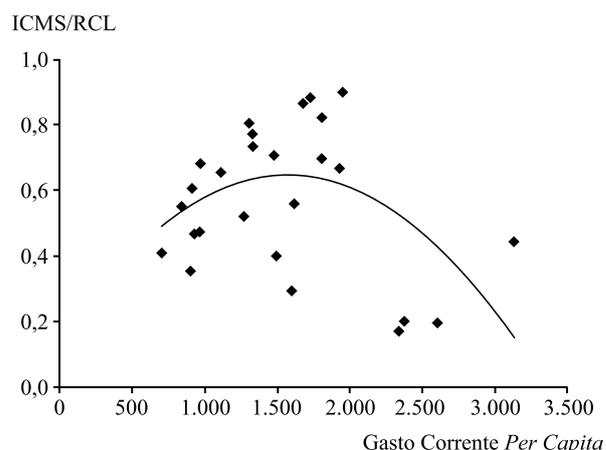
A aparente existência de um *trade-off* entre gastos com pessoal e gastos em investimento é considerada uma característica na adaptação dos orçamentos estaduais desde a criação da LRF, conforme discutido no capítulo anterior. Ao estabelecer a tipologia para os gastos correntes *per capita* estaduais, observa-se que as escolhas alocativas dos gastos públicos não foram uniformes. Estados com baixo gasto *per capita* tendem a elevar a despesa com pessoal, quanto maior for a sua despesa *per capita*. Esse grupo de estados tende a não reduzir suas despesas com investimentos, conforme

visualizado no *gráfico II* da Figura 2. Essa escolha alocativa produz uma elevação da dívida, como pode ser visualizado no *gráfico IV*; observa-se que à medida que a despesa *per capita* aumenta, a dívida consolidada desses entes federativos se eleva também. Além disso, os recursos do FPE tendem a ser cada vez menores quanto maior for a despesa *per capita*. Para o grupo de estados com alto gasto corrente *per capita*, posterior aos pontos de inflexão, o comportamento é inverso ao encontrado para os Estados com baixa despesa *per capita*.

Outro indicador fiscal que deve ser considerado é a razão entre a arrecadação do ICMS e a receita corrente líquida. Essa relação é importante devido ao uso do ICMS como instrumento de fomento e que pode ter contribuído para a redução da autonomia fiscal dos Estados que fizeram uso de tal política de desoneração fiscal.

O Gráfico 2 mostra que pode existir uma relação não linear entre a razão ICMS/RCL e o gasto corrente *per capita*. Da mesma forma ao observado com os outros indicadores fiscais, no caso da razão ICMS/RCL, podemos também associar a tipologia de baixo e alto gasto corrente *per capita*. Para pontos inferiores ao ponto de inflexão, a relação entre arrecadação do ICMS e gasto corrente *per capita* é crescente, posterior ao ponto de inflexão a relação é decrescente.

Gráfico 2 – Dispersão entre a razão ICMS/RCL e o Gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros (média 2000-2012)



Fonte: elaborada pelos autores com base em STN (2017) e IBGE (2017).

As possíveis relações não lineares entre os indicadores fiscais sugerem o seguinte resultado: nos

estados com uma baixa despesa corrente *per capita*, uma expansão no seu valor é acompanhada por uma expansão nas despesas com pessoal, não ocorrendo ajustes nas despesas com investimento. Tal efeito representa um aumento na dívida consolidada líquida. As justificativas parecem estar associadas ao grau de autonomia fiscal, uma vez que tais escolhas orçamentárias estão associadas com uma maior arrecadação do ICMS e uma menor participação do FPE no cômputo da RCL.

Para os estados que apresentam uma elevada despesa corrente *per capita*, uma expansão em tal variável está associada a um maior volume de recursos do FPE. Tal efeito produz uma reação fiscal de contração na despesa com pessoal, com aumento na despesa em investimento e redução na dívida consolidada líquida. Importante destacar que para esse grupo de estados, a expansão na despesa corrente *per capita* é acompanhada por uma redução na arrecadação do ICMS e, portanto, com uma redução no grau de autonomia fiscal.

Foi observada uma nova tipologia para os entes estaduais. Tal resultado torna-se relevante mediante as características da LRF ao buscar um padrão homogêneo no que diz respeito ao comportamento dos orçamentos estaduais.

A análise de *cluster* identificou que as características dos estados, no que diz respeito às suas execuções fiscais, estão associadas ao nível do gasto corrente *per capita*. A associação de tal variável com parâmetros definidos pela LRF mostrou a existência de um comportamento não linear, o que permitiu apontar dois grupos de estados no que diz respeito a reações fiscais. A identificação desses dois grupos chama a atenção para o fato de que uma maior autonomia fiscal dos estados produz reações fiscais indesejadas, como aumento da despesa com pessoal acompanhada por expansão no endividamento. Por outro lado, estados que tendem a reduzir a sua autonomia fiscal produzem reações fiscais que envolvem escolhas orçamentárias que inibem o crescimento da dívida consolidada líquida, como redução das despesas com pessoal e ampliação da despesa em investimento.

A próxima etapa na investigação das reações fiscais é testar a possível relação de não linearidade entre dívida e transferências intergovernamentais. As reações fiscais identificadas até aqui estão associadas a possíveis variações na participação do FPE na RCL. Assim, a próxima seção tem o

objetivo de realizar uma análise em um painel de dados com efeito *threshold*.

4.2 Uma análise *Threshold* para a dívida dos estados brasileiros

Para analisar o efeito das transferências sobre a dívida consolidada líquida dos estados, utiliza-se um painel composto pelos 26 Estados da Federação mais o Distrito Federal, no período de 2000 a 2012. Para a construção do modelo, foi utilizado o software STATA 13.

Tendo por referência a análise descritiva do capítulo anterior referente às finanças públicas estaduais, a variável dependente é dada pela dívida consolidada líquida em relação à receita corrente líquida das unidades de análise. Foram selecionados os seguintes regressores, com o objetivo de capturar os efeitos das alocações de gastos e receita tributária na dívida consolidada líquida: (i) razão gasto total/PIB (*gastotpb*); (ii) razão gasto investimento/gasto com pessoal (*invgp*); (iii) razão ICMS/Receita Corrente líquida (*icmsrcl*); (iv) Taxa de crescimento populacional (*txcrescop*).

Além dessas quatro variáveis que compõem os regressores, foram adicionadas três variáveis *dummies*. Duas *dummies* levam em conta os dois subgrupos de estados identificados na análise do capítulo anterior. Assume valor 1 na *dummy* os estados com gasto corrente *per capita* acima de R\$ 1.530 (valor médio do gasto corrente *per capita* nos 27 entes estaduais para o período 2000-2012), valor 0 os estados que apresentaram um valor inferior a R\$ 1.530 para despesas correntes *per capita*. A partir da especificação da variável *dummy*, foram construídas duas *dummies* interativas: a primeira com a variável razão gasto investimento/gasto com pessoal (*dinvgp*) e a segunda com razão ICMS/Receita Corrente líquida (*dicmsrcl*). A terceira *dummy* chamada LRF assumiu valor 1 para os anos posteriores à implementação da LRF (2003-2012) e 0 para o período anterior a LRF (2000-2002). A ideia para essa última *dummy* é buscar observar se a implementação da LRF produziu algum efeito global para a dívida consolidada líquida dos Estados.

O resultado apontado na análise de *cluster* na seção anterior mostrou que há um agrupamento de acordo com as variáveis selecionadas (razão gasto corrente/receita tributária, razão dívida consolidada líquida/receita corrente líquida e razão gasto

em investimento/gasto com pessoal). Ao associar o gasto corrente *per capita* para cada um dos seis agrupamentos da análise de *cluster* foi possível visualizar que tal indicador se torna um bom parâmetro referência para os grupos identificados. Ao estabelecer o gasto corrente *per capita* como indicador referência, foi possível identificar algumas relações não lineares. Nesse sentido, a regressão em painel com efeito *threshold* busca corroborar e quantificar tal relação de não linearidade.

A variável gasto corrente *per capita* foi escolhida como a variável de *threshold* do experimento, respeitando os resultados da análise de *cluster*. O teste do multiplicador de Lagrange é utilizado para avaliar a hipótese nula de ausência do efeito *threshold* (modelo linear). Caso não seja aceita, deve-se ainda proceder ao teste para dois efeitos *threshold* (H_a) contra um único efeito (H_0) e assim sucessivamente até a não rejeição da hipótese nula. O p-valor é calculado por meio da técnica de *bootstrap* e o teste de Lagrange é programado para a correção da heterocedasticidade, caso haja.

A Tabela 3, a seguir, apresenta os resultados do modelo com efeito *threshold*. A primeira parte da tabela contém o resultado do estimador do *threshold* com o respectivo intervalo de confiança. A segunda parte da tabela apresenta os testes do efeito *threshold* (a soma dos quadrados dos resíduos (SQR), o erro quadrático médio (EQM), estatística F, *p-valor* da estatística F e o valor crítico a 5%). Por fim, a terceira parte apresenta os resultados do modelo econométrico.

De acordo com os resultados da Tabela 3, o R^2 *within*, característico nesse tipo de estimador, apresentou um valor elevado (0,435), indicando que o estimador *within* é factível. Todos os parâmetros mostraram-se individualmente significativos, exceto a constante. O conjunto global dos parâmetros mostrou-se significativo pela estatística F (24,72).

A primeira etapa da análise empírica exigiu estimar um modelo com dois *thresholds*, tendo em vista que a H_0 do modelo linear havia sido rejeitada a favor de um modelo com *threshold* simples. Na segunda etapa, não se pôde rejeitar a H_0 do modelo de *threshold* simples.

O resultado possibilitou dividir a amostra em dois grupos, um grupo com gasto corrente *per capita* menor que R\$ 1.616,551 e outro com gasto corrente *per capita* maior que R\$ 1.616,551. Nos dois casos, para um choque de 1% na razão FPE/

RCL o efeito na dívida consolidada líquida é positivo, porém com intensidades diferentes. Para o grupo com gasto corrente *per capita* menor que R\$ 1.616,551 o choque é de 3,284%, para o outro grupo, com gasto corrente *per capita* maior que R\$ 1.616,551, o choque é de 2,215%.

Tabela 3 – Resultado do estimador de *threshold*

Threshold	Menor	Maior
1616,551	1432,691	1658,403

Threshold	SQR	EQM	F	Prob	Crítico (5%)
Simple	27,569	0,088	68,270	0,026	61,283

Dclrc1	Coef.	Erro Padrão	Estatística t	P-valor
Gastotpib	2,701**	1,187	2,27	0,024
Invgp	-0,371**	0,179	-2,07	0,039
Dinvgp	-0,701**	0,309	-2,26	0,024
Icmsrcl	2,074*	0,536	3,86	0,000
Dicmsrcl	-2,539**	1,191	-2,13	0,034
txcrescpop	3,945*	1,045	3,77	0,000
Lrf	-0,262*	0,056	-4,61	0,000

0	3,284*	0,679	4,83	0,000
1	2,215*	0,713	3,10	0,002
Constante	-0,586	0,439	-1,34	0,183

N. Obs.	351
F	24,72
R2	within 0,435
	betteew 0,102
	overall 0,040

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa. *variáveis significativas até 5%. ** variáveis significativas até 10%. Nulo: variáveis não significativas. Erros-padrão entre parênteses.

Embora as elasticidades tenham apresentado valores positivos, a diferença entre o primeiro e o segundo grupo é relativamente alta, pouco mais de 1% (3,284% - 2,215%), o que exige um entendimento mais detalhado sobre tal diferença.

Os resultados da Tabela 3, referente aos parâmetros associados à razão gasto investimento/gasto com pessoal (invgp) e a razão ICMS/Receita Corrente líquida (icmsrcl), podem auxiliar na explicação da diferença do efeito das transferências na dívida dos estados entre os dois grupos identificados.

Para o grupo com baixo gasto corrente *per capita* a elasticidade da dívida em relação à razão gasto investimento/gasto com pessoal (invgp) é negativa em 0,371, ou seja, para um aumento de 1% nos gastos com pessoal em relação a despesa

em investimento, o efeito é um aumento na dívida da ordem de 0,371%. Para o grupo de estados com elevado gasto corrente *per capita*, o resultado deve ser computado adicionando o parâmetro da *dummy* interativa, *dinvgp*, logo o seu valor é negativo em 1,072% ($-0,371 - 0,701 = -1,072$). O resultado sugere que a dívida consolidada líquida reage a uma dada alocação dos gastos, entre despesa com pessoal e despesa com investimento nos Estados com maior gasto corrente *per capita* em comparação ao grupo com baixo gasto corrente *per capita*.

A elasticidade da dívida consolidada líquida em relação a razão ICMS/receita corrente líquida (*icmsrcl*) apresentou um valor positivo em 2,074, de modo que para um aumento de 1% na arrecadação do ICMS em relação à receita corrente líquida, o efeito é um aumento na dívida da ordem de 2,074%, para o grupo de Estados com um baixo gasto corrente *per capita*. Para o grupo de estados com elevado gasto corrente *per capita* o cômputo é realizado da mesma forma ao realizado com a elasticidade da razão gasto investimento/gasto com pessoal, de modo que a elasticidade Dívida-ICMS foi negativa em 0,465 ($2,074 - 2,539$).

A *dummy* LRF foi significativa a 1%, o sinal negativo em 0,262 está associado ao fato de que no geral a LRF produz um resultado satisfatório na tentativa de controle da dívida dos estados.

A tipologia apresentada para os estados brasileiros (baixo e alto gasto corrente *per capita*) sugere diferentes reações fiscais frente a dois importantes mecanismos orçamentários após a implementação da LRF: o primeiro referente à alocação dos gastos com pessoal em detrimento da despesa de investimento; o segundo com a utilização de incentivos fiscais, sobretudo com o uso do ICMS, como instrumento de política promotora de fomento na tentativa de suprir a redução dos gastos em investimento.

O resultado da análise *threshold* mostra que choques nas transferências geram impactos positivos na dívida consolidada líquida nos dois grupos de estados, porém com intensidades diferentes. Tal resultado pode estar associado ao chamado *flypaper effect*, ou seja, um choque positivo nas transferências intergovernamentais produz choques positivo nos gastos.

Variações na autonomia fiscal dos estados representou uma realocação de gastos nos dois grupos de estados, porém com escolhas orçamentárias

diferentes. Para estados com baixo gasto corrente *per capita*, quando expandem sua autonomia fiscal há um aumento na despesa com pessoal acompanhada por expansão no endividamento. Estados com elevado gasto corrente *per capita*, quando tendem a reduzir a sua autonomia fiscal produzem reações fiscais que envolvem escolhas orçamentárias que inibem o crescimento da dívida consolidada líquida, como redução das despesas com pessoal e ampliação da despesa em investimento. Nos dois grupos de estados, um choque positivo nas transferências produz um aumento nos gastos, porém a escolha por mais gasto com pessoal em detrimento a gasto em investimento parece representar um impacto maior nas condições de endividamento nos entes federativos estaduais.

A estrutura federativa fiscal, sobretudo à luz das transferências intergovernamentais, parece ter produzido reações fiscais diferenciadas entre os estados. O exercício empírico realizado na pesquisa conseguiu capturar o efeito de choques do FPE sobre a dívida consolidada líquida. As reações fiscais envolvem escolhas orçamentárias divergentes a depender do nível do gasto corrente *per capita*. A Figura 3 apresenta um mapeamento do gasto corrente *per capita* e da quota do FPE nos estados brasileiros.

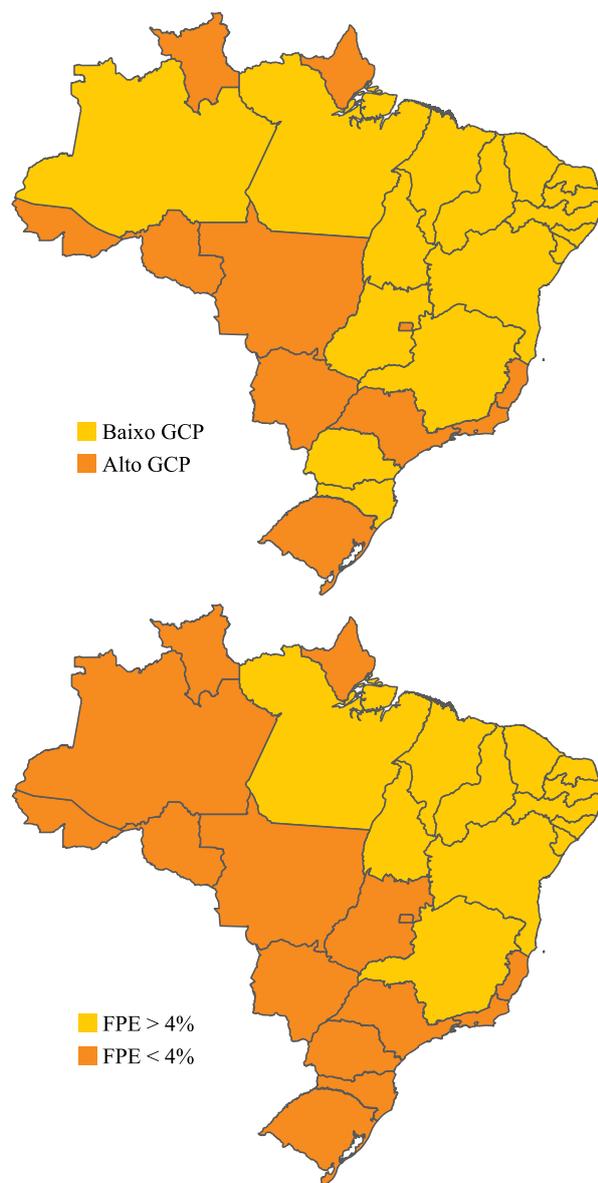
O mapa I apresenta dois grupos de estados para o gasto corrente *per capita*. A escala assumiu um baixo e alto gasto corrente *per capita*. Os estados em cinza apresentam um baixo gasto corrente *per capita* (menor que R\$ 1.616,551 de acordo com a análise *threshold* da Tabela 3). Os estados em preto apresentam um alto gasto corrente *per capita* (maior que R\$ 1.616,551 de acordo com a análise *threshold* da Tabela 3).

O mapa II distribui os estados em dois grupos, porém de acordo com a quota de distribuição do FPE entre os 27 Entes estaduais. Os estados em cinza apresentam uma quota no FPE maior que 4% no total dos recursos. Os estados em preto apresentam uma quota no FPE menor que 4% no total dessa transferência.

Há uma similaridade no mapeamento entre o nível de gasto corrente *per capita* e a quota de distribuição do FPE. Se as reações fiscais estão associadas aos agrupamentos referentes ao nível do gasto corrente *per capita*, tal variável parece se comportar de acordo com o sistema de transferên-

cias intergovernamentais desenhados a partir do federalismo fiscal da Constituição de 1988.

Figura 3 – Gasto Corrente *per capita* e Quota do FPE nos estados brasileiros



Fonte: elaborada pelos autores com base em STN (2017) e IBGE (2017).

5 CONCLUSÃO

O objetivo do trabalho foi analisar os determinantes da dívida dos estados brasileiros levando em conta a estrutura federativa fiscal e os parâmetros fiscais definidos pela LRF.

A estrutura federativa fiscal desenhada a partir da Constituição de 1988, aliada à experiência de 15 anos da LRF, produziu reações fiscais nos

orçamentos estaduais que restringem a capacidade de investimento acompanhada por instrumentos de incentivos fiscais que comprometem a autonomia orçamentária dos estados.

A análise de *cluster* identificou uma nova tipologia para os orçamentos estaduais a partir de características nas suas execuções fiscais associadas ao nível do gasto corrente *per capita*. A existência de um comportamento não linear permitiu apontar dois grupos de Estados no que diz respeito a reações fiscais.

Estados com baixo gasto corrente *per capita* ao expandirem sua autonomia fiscal produzem reações fiscais indesejadas, como aumento da despesa com pessoal e expansão no endividamento. Por outro lado, estados com alto gasto corrente *per capita* quando tendem a reduzir a sua autonomia fiscal produzem reações fiscais que envolvem escolhas orçamentárias que inibem o crescimento da dívida consolidada líquida, como redução das despesas com pessoal e ampliação da despesa em investimento.

A análise *threshold* mostrou que um choque positivo nas transferências produz um aumento na dívida dos estados, porém com intensidades diferentes para os dois grupos de entes federativos. O resultado possivelmente está associado às alocações dos gastos com pessoal em detrimento aos gastos em investimento.

A principal contribuição do trabalho foi identificar reações fiscais distintas entre os orçamentos estaduais. Não há uma homogeneidade entre os orçamentos no que diz respeito aos ajustes necessários para a contenção do endividamento dos entes estaduais. A estrutura federativa fiscal associada às regras orçamentárias da LRF produzem efeitos alocativos divergentes. Em um ambiente de reestruturação orçamentária e renegociação das dívidas estaduais entre União e estados, os processos de ajustes fiscais devem incorporar elementos que compreendam as distintas reações orçamentárias apontadas na pesquisa.

Em se tratando da reestruturação fiscal dos estados, os resultados da pesquisa sugerem a incorporação de parâmetros que identifiquem a heterogeneidade entre os diferentes orçamentos, como, por exemplo, o grau de dependência orçamentária. As recorrentes renegociações das dívidas estaduais não levam em consideração o grau de dependência ou autonomia fiscal dos entes subnacionais,

de modo que a solvência fiscal dos Estados deve levar em conta a diversidade nas características orçamentárias estaduais.

REFERÊNCIAS

- BARBOSA, L. M. **Sustentabilidade fiscal dos estados brasileiros**. (Parte 3 – Análise empírica da dívida). Temas de economia aplicada/Informações Fipe, dezembro, 2018.
- BRASIL. **Constituição Federal de 1988**. Promulgada em 5 de outubro de 1988. Disponível em http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm. Acesso: mai. 2018.
- _____. **Lei nº 9.496**, de 11 de setembro de 1997. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 1997. Disponível em: <https://www2.camara.leg.br/legin/fed/lei/1997/lei-9496-11-setembro-1997-365395-publicacaooriginal-1-pl.html>. Acesso em: mai. 2018.
- _____. **Lei Complementar nº 101**, de 4 de maio de 2000. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 2000. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/lcp101.htm. Acesso em: mai. 2018.
- CARVALHO, V. A. L. **Datamining: a mineração de dados no marketing, medicina, economia, engenharia e administração**. Rio de Janeiro: Ciência Moderna, 2005.
- CORREIA, F. M.; NEDUZIAK, L. C. R. Impacto dos gastos em investimento na dívida dos estados brasileiros: uma análise *Threshold*. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 2, p. 193-209, 2017.
- FONTENELE, A. L. Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros. **Revista Ciências Administrativas**, Fortaleza, v. 21, n. 2, p. 621-638, jul./dez. 2015.
- HAIR, J. F. Jr. et al. **Análise multivariada de dados**. Porto Alegre: Bookman, 2005.
- HANSEN, E. B. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference. **Journal of Econometrics**, v. 93, p. 345-368, 1999.
- IBGE. Censo Demográfico, vários anos. Disponível em: www.ibge.gov.br. Acesso em: 01 de dez 2017.
- JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. Englewood Cliffs. Nova Jersey: Prentice-Hall, 2007.
- LOUREIRO, M. R.; ABRUCIO, F. L. Política e reformas fiscais no Brasil recente. **Revista de Economia Política**, v. 24, n. 1, p. 93, jan./mar. 2004.
- MORA, M.; GIAMBIAGI, F. Federalismo e endividamento subnacional: uma discussão sobre a sustentabilidade da dívida estadual. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 3, p. 472-494, 2007.
- MORA, M. **Evolução recente da dívida estadual**. Texto para discussão Ipea n. 2.185. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Rio de Janeiro, Ipea, 1990.
- PIRES, H. A. A.; BUGARIN, M. S. Metas de déficit: transferências intergovernamentais e o controle do endividamento dos estados. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 4, p. 775-794, 2003.
- SANTOS, G. C. A dívida dos estados: composição, evolução e concentração. III Prêmio de Monografia do Tesouro Nacional, Brasília, 1999. **Anais...**, Brasília, 1999.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. Contas Anuais, vários anos. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/contas-aneais>. Acesso em: 10 de set 2017.
- SIQUEIRA, M. P. **Dívidas dos estados: 10 anos depois**. Tópicos Especiais em Finanças Públicas do XIII Prêmio Tesouro Nacional, 2008. Disponível em: www.tesouro.fazenda.gov.br/hp/.../divida_estados_10anos_depois.pdf. Acesso: jul. 2018.
- STATA. Data Analysis and Statistical Software. Versão 13.
- TABOSA, F. J. S. et al. Reação fiscal ao aumento da dívida pública. **Economia Aplicada**, v. 20, n.1, p. 57-71, 2016.

VERGOLINO, J. R. O. **Federalismo e autonomia fiscal dos governos estaduais no Brasil**: notas sobre o período recente (1990-2010). Texto para discussão Ipea n. 1.908. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Rio de Janeiro, Ipea, 1990.

WANG, Q. Fixed-effect panel threshold model using Stata. **The Stata Journal**, n. 1, p. 121-134, 2015.

WERLANG, S. R. C.; FRAGA NETO, A. Os bancos estaduais e o descontrole fiscal: alguns aspectos. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49, n. 2, p. 375-390, 1995.