

**IMPACTO DOS GASTOS EM INVESTIMENTO NA DÍVIDA DOS ESTADOS
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE *THRESHOLD****

Fernando Motta Correia

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR)

E-mail: fmottabr@yahoo.com.br

Luiz Carlos Ribeiro Neduziak

Doutor em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento

Econômico da Universidade Federal do Paraná (UFPR)

E-mail: luiz_neduziakov@hotmail.com

RESUMO: O artigo analisa 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 dívida-despesa com investimento devido ao uso dos investimentos públicos de maneira discricionária. Na análise empírica, é usada a metodologia de agrupamento de dados a partir de alguns indicadores fiscais. A partir dos resultados da análise de agrupamento, aplica-se a metodologia de painel, com efeito *threshold*, para identificar um comportamento não linear entre a Dívida e as despesas com investimento. Os resultados aceitam a hipótese de existência da não linearidade entre a Dívida e o investimento. O resultado está associado aos ajustes via despesa com pessoal em detrimento à despesa com investimento que se assistiu junto ao orçamento dos Estados após a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal.

Palavras-chave: Dívida; Gastos em Investimento; Estados brasileiros.

Classificação JEL: H63; H70; H76.

ABSTRACT: The article analyzes the effects of investment spending on the Debt of Brazilian States. The hypothesis of the research suggests that due to the absence of fiscal rules for investment expenses, in the set of rules of the Brazilian Fiscal Responsibility Law, there is a non-linear behavior in the debt-to-investment ratio due to the use of public investments in a discretionary manner. In the empirical analysis is used the methodology of grouping data from some fiscal indicators. From the results of the cluster analysis, the panel methodology, with a threshold effect, is applied to identify a non-linear behavior between Debt and investment expenses. The results accept the hypothesis of nonlinearity between Debt and investment. The result is associated to adjustments through personnel expenses to the detriment of investment expenditures that have been observed with the State budget after the implementation of the Brazilian Fiscal Responsibility Law.

Keywords: Debt; Investment expenditures; Brazilian States.

JEL Code: H63; H70; H76.

1. Introdução

As investigações acerca do endividamento público são sempre objeto de questionamento na literatura econômica, haja vista que os mecanismos de transmissões fiscais estão associados às ações discricionárias no uso dos instrumentos orçamentários. Os estudos que buscam entender os mecanismos de transmissão fiscal, ao buscar analisar os determinantes do endividamento, muitas vezes não incorporam os efeitos discricionários do uso do orçamento público.

Devido à natureza discricionária que pode estar presente em alguns instrumentos fiscais, a importância de se estabelecer uma ou mais regras está ligada a buscar vincular ao governo um comportamento responsável e um nível de comprometimento que nem sempre podem ser de seu interesse, no curto prazo.

As regras têm como propósito resolver o problema da inconsistência temporal e suavizar reações arbitrárias envolvidas no gerenciamento da política fiscal, sobretudo no lado dos gastos públicos, de maneira que as escolhas preferidas de ação, por parte de um governo, estejam voltadas para o longo prazo. Dito de outra maneira, as regras fiscais devem incentivar os governos a se aterem aos seus planos originais de tributação e de gastos, elevando o custo político com que arcarão, caso quebrem os compromissos estabelecidos, ou até mesmo tornando-se uma exigência legal com a aplicação de sanções, devido ao seu não cumprimento.

De maneira geral, as regras orçamentárias buscam controlar o nível anual ou corrigido das variações cíclicas da dívida do governo.

O método de execução também varia bastante, desde uma restrição a empréstimos até uma exigência legal para se trazer os níveis globais da dívida para baixo sobre um extenso período de tempo, como é o caso da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) implantada no Brasil desde o início dos anos 2000 (Lei Complementar n. 101, de 4/5/2000).

Na tentativa de homogeneizar o comportamento dos diferentes entes federativos, no que diz respeito ao uso dos instrumentos orçamentários, a LRF impôs limites para alguns gastos públicos, além de metas de endividamento. Por outro lado, embora a LRF não apresente uma regra objetiva a respeito dos gastos em investimento, a lei deu liberdade para os entes subnacionais ajustarem a sua estrutura de gastos por natureza econômica, sobretudo no tocante à alocação dos gastos com pessoal em detrimento ao gasto com investimento.

A presença de escolhas orçamentárias, a partir da criação da LRF, pode ter gerado uma função reação fiscal com efeitos ambíguos para a dívida pública. No caso dos gastos em investimento, em função da ausência de regras no texto da LRF, o seu comportamento pode ter um teor menos impreciso, se comparado às despesas com pessoal, pois há uma regra explícita na lei brasileira para esse tipo de gasto.

No caso dos Estados brasileiros, desde a década de 1990, são recorrentes as ações de renegociação de suas dívidas com o governo federal. Os projetos de ajustes fiscais, na maior parte dos casos, têm como pano de fundo uma possível limitação da arrecadação tributária em face de um ambiente recessivo. Por tudo isso, os trabalhos que buscam analisar os determinantes da dívida dos Estados ignoram os efeitos de possíveis reações fiscais produzidos a partir da institucionalização da LRF.

Tendo como problema de investigação as possíveis reações fiscais, a partir do uso da despesa com investimento, o artigo presente tem o objetivo de analisar os efeitos dos gastos em investimento sobre a dívida dos Estados brasileiros. A hipótese da pesquisa é que, em função da ausência de regras fiscais para as despesas com investimento, há um comportamento não linear na relação dívida-despesa em investimento.

A hipótese de não linearidade associa-se à necessidade de verificar se o ambiente de discricionariedade no orçamento dos entes estaduais produz efeitos divergentes no que diz respeito aos impactos das despesas com investimento sobre a dívida dos estados. Tal efeito exibe uma relevância temática no âmbito do desenvolvimento regional em função do modelo federativo fiscal desenhado com a Constituição de 1988, aliado às regras fiscais instituídas com a vigência da LRF no início dos anos 2000. Uma vez que o modelo federativo fiscal busca minimizar os desequilíbrios

regionais, as regras fiscais da LRF podem ter produzido reações fiscais divergentes na relação entre os gastos públicos e a dívida dos estados, sobretudo quando capturados os efeitos das despesas com investimento, uma vez que não existem regras fiscais para tal rubrica. A identificação de um efeito divergente na relação entre dívida e gastos com investimento, ou seja, quando da aceitação da hipótese de não linearidade, isso representa uma falha no desenho institucional das regras orçamentárias no Brasil, tendo em vista que um dos objetivos do modelo federativo fiscal é o de homogeneizar o comportamento das finanças públicas regionais.

O artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. A seção seguinte busca apresentar uma discussão a respeito de reações fiscais e da dívida dos Estados brasileiros. A ideia é apresentar as limitações da literatura empírica acerca da dívida dos Estados ao não levar em considerações os efeitos de reações fiscais como um possível determinante do endividamento dos entes subnacionais. A seção três desenvolve uma análise multivariada de agrupamento de dados para as finanças estaduais, com o objetivo de explorar relações causais pouco evidentes na literatura. A partir dos resultados da análise multivariada de agrupamento de dados, a seção quatro realiza um experimento empírico fazendo uso de um painel de dados com *threshold*, na tentativa de buscar evidências da possível não linearidade entre dívida e gastos em investimento para os Estados brasileiros. Por fim, a seção cinco traz os principais resultados da pesquisa.

2. Reações fiscais e dívida dos Estados brasileiros: uma discussão

A literatura empírica associada aos efeitos dos estímulos fiscais na economia, na maior parte das vezes, busca estimar funções reações fiscais na tentativa de observar os efeitos que os gastos públicos exercem na taxa de crescimento econômico.

No caso dos entes estaduais, há um debate sobre os efeitos da alocação das despesas públicas sobre a taxa de crescimento econômico. Cândido Jr. (2001) procurou investigar tal relação, no período de 1947/1995. Os principais resultados apontaram para a existência de limites em relação à capacidade de as despesas estaduais desempenharem um canal favorável à promoção do crescimento econômico.

Em se tratando dos gastos em investimento, Rodrigues e Teixeira (2010) verificam qual das esferas federativas mais influenciou o crescimento econômico brasileiro, no período de 1948 a 1998, tendo em vista a categoria de gastos correntes. Os Estados foram os entes que mais impactaram a trajetória de crescimento, sendo o investimento a componente mais importante dessa dinâmica. Em compensação, os gastos em consumo, subsídios e transferências devem ser obstados, uma vez que o setor público é pouco produtivo no manejo dessas rubricas segundo os autores.

Ainda, seguindo o argumento da produtividade dos gastos nas esferas estaduais, Silva e Triches (2014) verificam o impacto do gasto público sobre o produto, no período de 1980/2005. São consideradas despesas produtivas as despesas em comunicação, transporte, saúde e saneamento. Para essas variáveis, foram encontradas estimativas significativas do ponto de vista estatístico. Por outro lado, não foram encontradas estimativas significativas para os gastos em defesa e segurança nacional e educação, a despeito da sua importância teórica para o crescimento. Portanto, melhoras na infraestrutura de transporte e na qualidade da saúde e saneamento básico, por exemplo, implicam maiores taxas de crescimento do PIB.

Rocha e Giubert (2007) buscam analisar os efeitos composicionais dos gastos sobre as economias estaduais. O objetivo do estudo foi verificar os componentes do gasto público que influenciaram o crescimento em tais entes federativos, no período de 1986/2003. Alguns resultados apontam uma relação positiva e significativa entre os gastos em defesa, educação, transporte e comunicação e a taxa de crescimento; em segundo lugar, a relação entre os gastos em capital e a taxa de crescimento foi significativa e aparentemente não linear e, por fim, a relação entre os gastos primários e a taxa de crescimento econômico foi significativa e aparentemente não linear. Em relação ao que se esperava *a priori*, apenas os gastos em saúde se mostraram insignificantes.

Enquanto o debate acerca dos efeitos alocativos das despesas estaduais concentra a discussão no tipo de impulsos fiscais que tais alocações exercem sobre a taxa de crescimento dos Estados, a

literatura empírica que trata dos determinantes do endividamento dos Estados procura analisar se a dívida em tais esferas subnacionais é ou não sustentável.

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.

Pereira (2008) desenvolve uma análise de cointegração com painel de dados para o período 1986 – 2005, levando em consideração as variáveis despesas correntes, receitas correntes e juros da dívida dos Estados. Os principais resultados apontaram para um esforço fiscal superior ao previsto para manutenção de uma dívida estável, embora os autores chamem atenção para o baixo crescimento que poderia sinalizar um ambiente de insustentabilidade das dívidas estaduais.

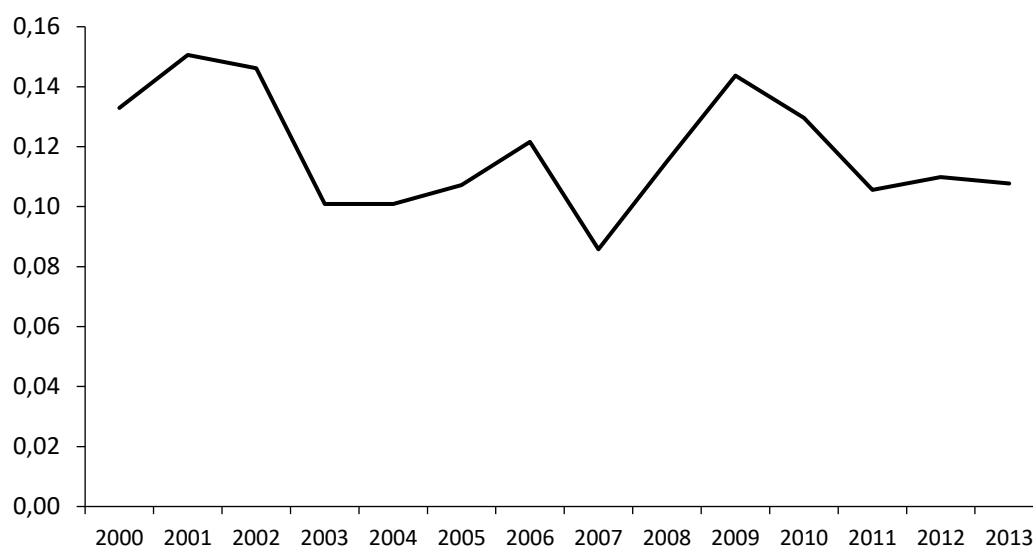
Piancastelli e Boueri (2008) chamam atenção para os ajustes implementados a partir das negociações entre os Estados e a União, no que diz respeito à reestruturação das dívidas estaduais. Os autores apontam que boa parte dos Estados promoveu ajustes em suas finanças, tendo em vista a busca por uma sustentabilidade da dívida.

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.

Um ponto que chama atenção na literatura que busca investigar a solvência fiscal dos Estados brasileiros é a presença de ajustes orçamentários. Possivelmente, os projetos de renegociação das dívidas estaduais entre a União e os Estados e a implementação da LRF buscaram produzir reações orçamentárias, na tentativa de inibir a expansão da dívida dos Estados. Por outro lado, embora o texto da LRF não apresente *a priori* uma regra objetiva a respeito dos gastos em investimento, alega-se que a lei limitou a capacidade de investir dos Estados.

Para Siqueira (2008), não deixa de ser verdade que a LRF limitou a capacidade de investir nesses entes subnacionais, uma vez que eles não ajustaram suas estruturas de gastos, sobretudo no tocante aos gastos com pessoal. Por tudo isso, a LRF acabou por produzir um espaço de natureza discricionária, a partir das despesas com investimento. O Gráfico 1 apresenta a Razão Gasto Investimento e RCL, levando em conta a média dos Estados brasileiros, para o período de 2000 - 2013. A análise da Razão Gasto Investimento/RCL chama a atenção para um comportamento volátil ao longo de toda a série.

Gráfico 1 – Razão Gasto Investimento e RCL (média dos Estados brasileiros 2000 – 2013)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da STN.

É importante destacar que o objetivo da pesquisa não é explicar o possível comportamento discricionário para os gastos em investimento, o que se quer destacar são os possíveis efeitos desse comportamento discricionário sobre a Dívida dos Estados brasileiros.

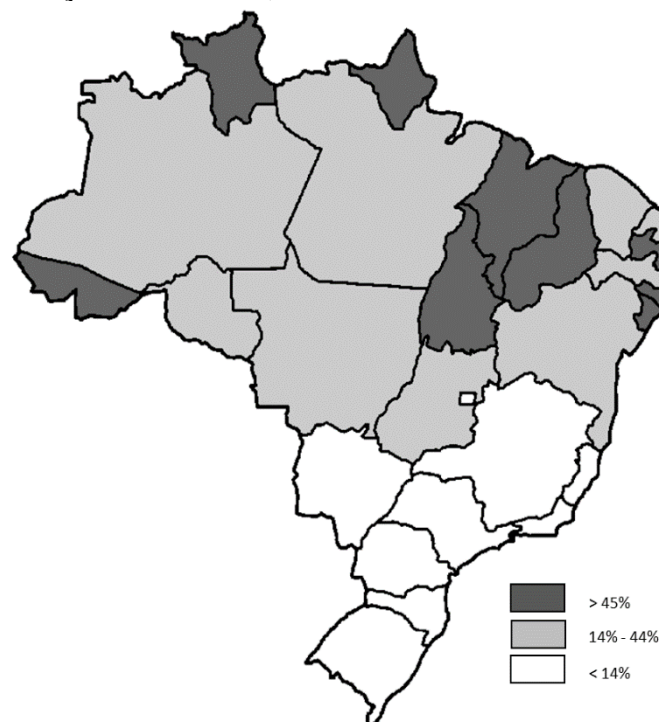
3. Finanças públicas estaduais: uma análise de agrupamento

Após a implementação da LRF, ao observar a relação entre a despesa com investimento e a despesa com pessoal, houve um ajuste frente às regras orçamentárias instituídas a partir dos anos 2000 via redução dos gastos em investimento.

No caso das regras fiscais contidas no texto da LRF, um ponto em comum é a variável definida como parâmetro para a busca das metas fiscais. Na definição dos limites para os gastos com pessoal e a dívida consolidada líquida (DCL), a receita corrente líquida (RCL) é a referência para a análise relativa à busca por tais metas. Em razão do elevado grau de dependência que se observa na RCL dos entes estaduais em relação às transferências intergovernamentais, um ponto que deve ser considerado para entender o comportamento das finanças estaduais é a incorporação do Fundo de Participação dos Estados (FPE) comparativamente à RCL.

A título de ilustração, a Figura 1 a seguir apresenta a média da relação FPE/RCL no período 2000 – 2013, para os Estados brasileiros. Os dados apresentam o grau de dependência dos Estados em três escalas. Nove Estados apresentam uma dependência do FPE acima de 45% das suas respectivas RCL's. Há um grupo de outros nove Estados em que o FPE representa entre 14% e 44% das suas RCL's. E o terceiro grupo, com nove Estados, em que o FPE representa menos que 14% das suas RCL's.

Figura 1 – Relação FPE/RCL (média dos Estados brasileiros, 2000 – 2013)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da STN.

Desse modo, pode-se depreender que, em muitos Estados, os recursos do FPE desempenham uma importante fonte de receitas.

Podemos, portanto, selecionar três importantes indicadores na análise das finanças dos Estados. A primeira envolve a relação entre as despesas com investimento e a despesa com pessoal,

que tem como justificativa as preferências orçamentárias identificadas na seção anterior. A segunda busca mensurar o grau de dependência dos Estados, ou seja, a razão FPE/RCL, entende-se que o grau de dependência pode ser um importante indicador para explicar as alocações orçamentárias. A terceira variável é o parâmetro de endividamento definido pela LRF, a razão entre dívida consolidada líquida e a receita corrente líquida.

Com isso, o objetivo agora é verificar como os 27 Estados da Federação se agrupam de acordo com esses três indicadores fiscais. A análise de agrupamento, ou análise de *cluster*, é uma técnica distinta dos 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*, tendo em vista o objetivo de apresentar a formação natural de grupos de acordo com um conjunto de características selecionadas: o método hierárquico e o não hierárquico. O método de agrupamento hierárquico consiste, primeiramente, em formar tantos grupos quanto o número de observações da matriz de dados. Eventualmente, relaxa-se o critério de similaridade de modo que os subgrupos se fundam em um só. No segundo método, arbitra-se *a priori* o número de grupos que se deseja. As observações podem ser agrupadas levando-se em conta algum critério de dissimilaridade (JOHNSON; WICHERN, 2007; 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 visualizados de acordo com diagramas de árvore, ou dendrogramas. A formação do *cluster* só se torna possível por meio do estabelecimento de ligações entre as unidades de análise¹. Uma maneira de se analisar a qualidade do agrupamento formado é por meio da correlação cofenética. Essa função mede a correlação entre a ligação dos objetos no agrupamento e a distância estabelecida. Quanto maior o valor da correlação cofenética, melhor a formação do *cluster*.

A Tabela 1 apresenta os valores das correlações cofenéticas para todas as possíveis combinações de distâncias e ligações. Percebe-se que os arranjos ideais são aqueles formados pela distância Euclidiana e ligação “Average” (0.9125) e pela distância Minkowski e “Average” (0.9125).

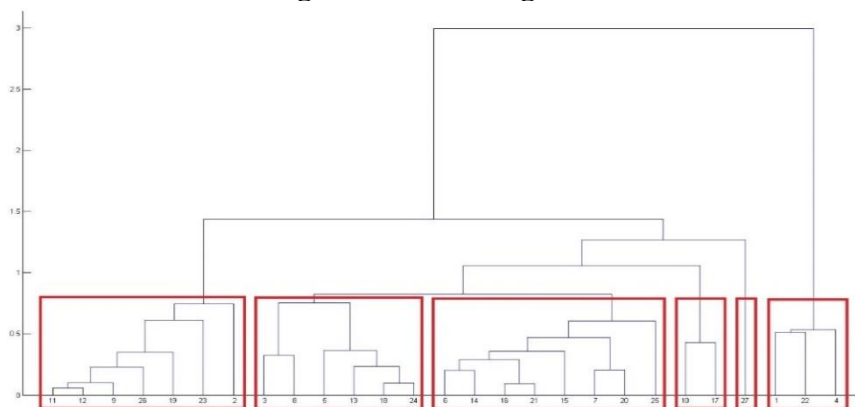
¹ Johnson e Wichern (2007) sugerem cinco tipos de ligações: (i) ligações simples (ou vizinho mais próximo), ocorrem quando os grupos são fundidos de acordo com a menor distância que guardam entre si, sendo $d_{(UV)W} = \min\{d_{UV}, d_{VW}\}$; (ii) ligações completas (ou vizinho mais distante), resultam 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 $ESS = \sum_{j=1}^N (\mathbf{x}_j - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_j - \bar{\mathbf{x}})$.

Tabela 1 – Correlações Cofenéticas

a1	0,9035	b1	0,8739	c1	0,8596	d1	0,8481	e1	0,9035
a2	0,8681	b2	0,8550	c2	0,5260	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	0,8180	c5	0,8249	d5	0,7014	e5	0,8747

Fonte: Elaboração própria.

A Figura 2 apresenta o dendrograma para os dois tipos de agrupamentos sugeridos pela correlação cofenética. Podem-se depreender 6 (seis) grupos distintos (quadrados no dendrograma). É importante destacar que o agrupamento sugere que os Estados apresentem características similares no tocante aos três indicadores anteriormente mencionados: razão FPE/RCL, razão gasto investimento/gasto pessoal e razão DCL/RCL.

Figura 2 – Dendrograma

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados do dendrograma são apresentados na Tabela 2 com o objetivo de mapear o grupo a que cada um dos 27 entes estaduais pertence. Aparentemente, o resultado da análise de *cluster* identificou um agrupamento pouco usual nas características ou similaridades entre os entes federativos estaduais; todavia, ao associarmos a despesa corrente *per capita* ao seu respectivo grupo, pode-se perceber a existência de uma similaridade.

Tabela 2 – Resultado dos agrupamentos estaduais

Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Grupo 5	Grupo 6
Alagoas	Amazonas	Ceará	Maranhão	Tocantins	Acre
Minas Gerais	Espírito Santo	Pará	Piauí		Amapá
Goiás	Bahia	Distrito Federal			Roraima
Mato Grosso do Sul	Mato Grosso	Paraíba			
Rio de Janeiro	Paraná	Pernambuco			
Rio Grande do Sul	Santa Catarina	Rio Grande do Norte			
São Paulo		Rondônia			
		Sergipe			

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 3 apresenta a média do gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros no período 2000–2013, associando o respectivo grupo a que cada Estado pertence, conforme identificado na análise de *cluster*. Os dados foram organizados do maior para o menor valor de gasto corrente *per capita*. Uma primeira tentativa de identificação de uma possível relação entre o gasto corrente *per capita* e os respectivos agrupamentos permite perceber que os Estados do sexto grupo tendem a apresentar um gasto corrente *per capita* elevado, enquanto os Estados do quarto grupo tendem a apresentar uma baixa despesa corrente *per capita*.

A possível relação entre o agrupamento dos Estados com a despesa corrente *per capita* é justificada pela escolha das variáveis envolvidas na elaboração do experimento empírico. Ou seja, o comportamento dos indicadores fiscais selecionados - razão FPE/RCL, razão gasto investimento/gasto pessoal e razão DCL/RCL – pode estar associado ao nível da despesa corrente *per capita*, para cada um dos 27 Estados.

Na tentativa de corroborar essa associação entre os agrupamentos e o gasto corrente *per capita*, foi verificada a média da despesa corrente *per capita* para cada um dos seis grupos formados na análise de *cluster*.

**Tabela 3 – Gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros
(média para o período 2000 – 2013)**

Ente Federativo	Gasto Corrente Per capita (R\$)	Cluster
DF	3125,97	3°
RR	2596,34	6°
AC	2368,89	6°
AP	2330,65	6°
SP	1944,29	1°
RJ	1923,23	1°
MT	1803,21	2°
MS	1803,16	1°
ES	1724,22	2°
RS	1673,70	1°
RO	1617,57	3°
TO	1596,45	5°
SE	1492,15	3°
AM	1476,06	2°
GO	1329,84	1°
MG	1326,98	1°
SC	1316,38	2°
PR	1299,92	2°
RN	1264,82	3°
PE	1110,57	3°
BA	966,20	2°
PB	962,09	3°
AL	925,26	1°
CE	911,20	3°
PI	898,95	4°
PA	838,93	3°
MA	699,59	4°

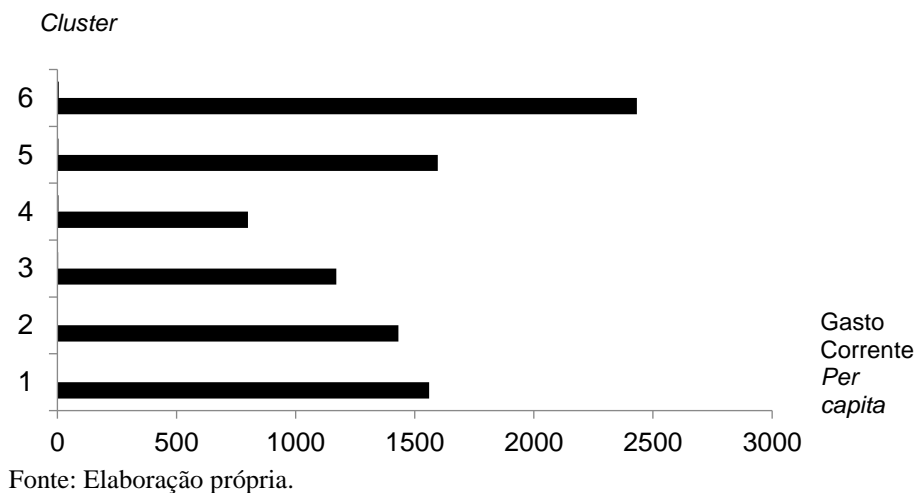
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da STN e IBGE.

O Gráfico 2 traz as informações da Tabela 3 de forma mais agregativa. Nele é possível visualizar a média do gasto corrente *per capita* para cada agrupamento.

Quando se comparam os valores médios entre os grupos, percebe-se uma divergência quanto aos valores para cada um dos seis agrupamentos. O resultado sugere que os entes federativos tendem a apresentar características convergentes quanto aos valores dos indicadores apresentados na análise de *cluster*, a depender do 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. Por outro lado, os Estados do grupo 6 apresentaram a maior média em comparação aos outros agrupamentos. Por conta desse resultado, o uso dessa variável pode auxiliar na identificação de algumas relações pouco evidentes.

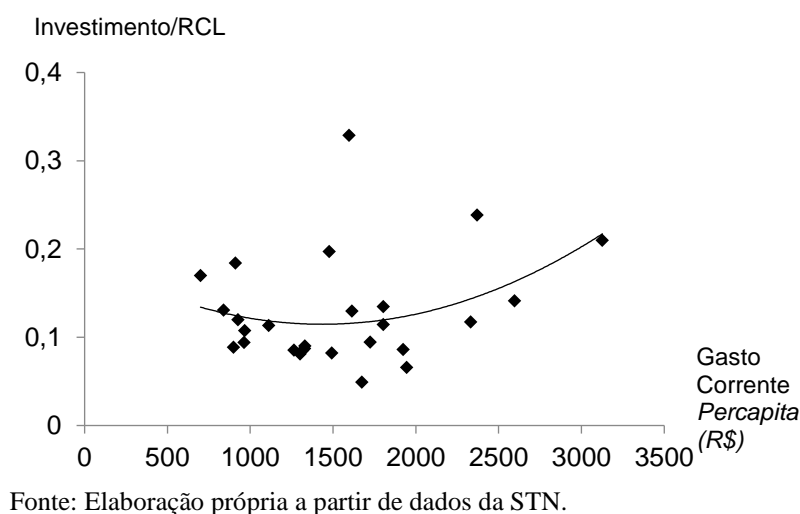
Gráfico 2 – Gasto corrente *per capita* médio por cluster



Uma informação importante a ser resgatada, e que foi apresentada introdutoriamente, é a hipótese da pesquisa. Em função da ausência de regras fiscais para as despesas com investimento, pressupõe-se que há um comportamento não linear na relação dívida-despesa investimento. Na tentativa de coletar evidências frente a esse problema de pesquisa, os Gráficos 3 e 4 a seguir trazem uma análise de dispersão de dois indicadores fiscais com o gasto corrente *per capita*, considerando os valores médios para o período 2000 – 2013.

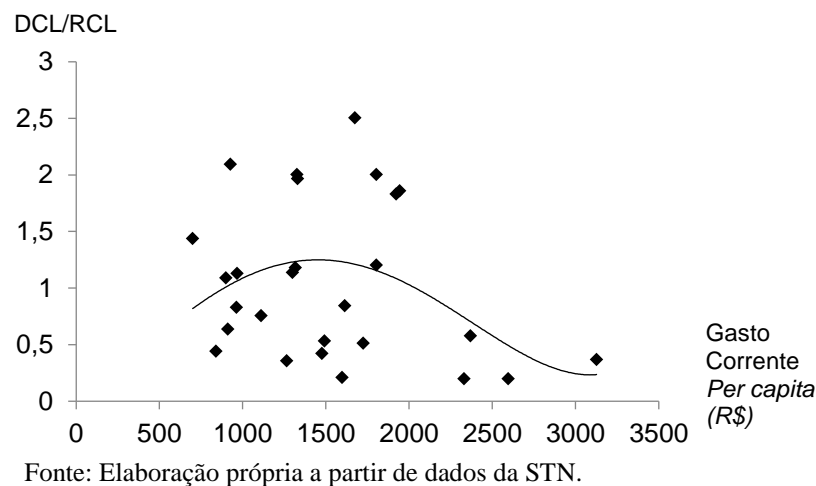
O Gráfico 3 traz uma análise de dispersão entre a razão gastos em investimento/RCL e o gasto corrente *per capita*. A mesma análise de dispersão é feita para o Gráfico 4, porém, levando em conta a relação DCL/RCL. Para as duas análises de dispersão, há uma relação de não linearidade entre os dois indicadores fiscais e o gasto corrente *per capita*.

Gráfico 3 – Dispersão entre a razão gastos em investimento/RCL e o gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros (média 2000 – 2013)



No Gráfico 4, para valores superiores a R\$ 1500, verifica-se uma relação inversa entre a DCL e a despesa corrente *per capita*, enquanto que para valores inferiores ao ponto de inflexão, essa relação é positiva. A ideia nas análises de dispersão é identificar algum padrão no comportamento dos indicadores fiscais com a variável despesa corrente *per capita*, já que essa última se mostrou representativa na identificação dos agrupamentos na análise de *cluster*.

Gráfico 4 – Dispersão entre a razão DCL/RCL e o gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros (média 2000 – 2013)



É perceptível que há uma região de inflexão em todas as duas relações não lineares observadas. Tal inflexão está situada entre os valores de R\$ 1000 e R\$ 1500 do gasto corrente *per capita*. Ou seja, no Gráfico 3, para valores superiores a R\$ 1500 na despesa corrente *per capita*, há uma relação positiva entre despesa com investimento e gasto corrente *per capita*. No Gráfico 4, para valores superiores a R\$ 1500, verifica-se uma relação inversa entre a DCL e a despesa corrente *per capita*, enquanto que para valores inferiores ao ponto de inflexão, essa relação é positiva.

A próxima etapa de investigação das reações fiscais visa a testar a relação de não linearidade entre a Dívida e a despesa com investimento. Assim, a próxima seção tem o objetivo de realizar uma análise em um painel de dados com efeito *threshold*.

4. Análise *threshold* para a relação entre dívida e gastos em investimento

Para testar o efeito da não linearidade dos gastos em investimento sobre a dívida consolidada líquida, para os Estados brasileiros, será desenvolvida uma análise em painel, com efeito, *threshold*. A abordagem clássica de efeitos fixos permite identificar a heterogeneidade nos interceptos, sem, entretanto, levar em consideração possíveis diferenças capturadas nas inclinações dos modelos de regressão (WANG, 2015). O uso de modelos com efeito *threshold* permite avaliar quebras estruturais no relacionamento entre as variáveis bem como a formação de *cluster*, identificado possíveis relações de não linearidade. A equação estrutural básica pode ser descrita de acordo com o seguinte modelo de *threshold* simples (HANSEN, 1999):

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

em que $I(\cdot)$ denota uma função característica.

A expressão anterior pode ser escrita na seguinte forma compacta:

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

Seguindo a taxonomia padrão da literatura de dados em painel, os subscritos it indexam 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 1, 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:

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

Os parâmetros X^* e y^* representam as observações transformadas pela média visando à exclusão do efeito fixo. A estimação do parâmetro γ exige que se estabeleça um intervalo $(\underline{\gamma}, \bar{\gamma})$ - os quantis de q_{it} . De acordo com Wang (2015), 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, 2015).

4.1. Análise dos resultados

Para analisar o efeito das despesas em investimento 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 2013. Tendo por referência a análise descritiva da seção anterior, referente às finanças públicas estaduais, a variável dependente deverá capturar a dívida consolidada líquida em relação à receita corrente líquida das unidades de análise.

A Secretaria do Tesouro Nacional disponibiliza, por meio do item Execução Orçamentária, um conjunto de informações acerca do comportamento das principais variáveis de gastos dos estados e municípios brasileiros, que podem ser discriminados de acordo com a natureza de gastos econômicos (gastos correntes e investimento) ou por meio de sua natureza funcional. Nesse particular, podem-se mencionar os gastos com: (i) o legislativo; (ii) o judiciário; (iii) a administração pública; (iv) a segurança pública; (v) a educação; (vi) a habitação; (vi) a assistência e a previdência; (vii) a saúde e o saneamento e (viii) o transporte público.

O resultado apontado na análise de *cluster* na seção anterior mostrou que há um agrupamento que varia de acordo com os indicadores de desempenho selecionados (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 torna-se um bom parâmetro de referência para os grupos identificados. Ao se estabelecer o gasto corrente *per capita* como indicador de 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.

Exercícios econométricos costumam trabalhar com um vetor de razões de gasto funcional/gasto total, visando a capturar o efeito dos gastos por natureza funcional sobre alguma

variável de interesse². Para compor o vetor de gastos relativos, foram utilizadas as variáveis com maior participação orçamentária, a saber: (i) a razão educação/gasto total (17%), (ii) a razão administração e planejamento/gasto total (15%); e (iii) a razão assistência e previdência/gasto total (11%). Além do vetor de gastos relativos, foi utilizada a taxa de crescimento econômico do PIB, uma vez que a trajetória dessa variável impacta o desempenho fiscal dos governos estaduais. Por fim, o gasto corrente *per capita* foi escolhido como a variável de *threshold* do experimento.

O teste do multiplicador de Lagrange é utilizado para avaliar a hipótese nula (H_0) de ausência do efeito *threshold* (modelo linear) contra a hipótese alternativa (H_1) de um modelo com apenas um efeito *threshold*. Caso a H_0 não seja aceita em favor de um modelo simples (com apenas um *threshold*), deve-se proceder outro teste, em que a H_0 de um modelo simples é testada contra a H_1 de um modelo com dois efeitos *thresholds*, e, assim, sucessivamente. A rodada de testes termina quando a H_0 não pode ser rejeitada, indicando o número de *thresholds* para aquele conjunto de dados. O *p*-valor é calculado por meio da técnica de *bootstrap* e o teste de Lagrange é programado para a correção da heterocedasticidade, caso exista.

A tabela a seguir apresenta os resultados do modelo de *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 saber, a soma dos quadrados dos resíduos (SQR), o erro quadrático médio (EQM), a estatística F, o *p*-valor da estatística F e o valor crítico a 5%. Por fim, a terceira parte da tabela apresenta os resultados do modelo de regressão.

Tabela 4 – Resultado do modelo de threshold

		Threshold	Menor	Maior		
		1073,74	1034	1093,75		
Threshold Simples		SQR	EQM	Festat	Prob	Crítico (5%)
		31,3924	0,101	89,85	0,0300	79,98
<i>Dclrel</i>	Coeficientes					
<i>administração/gt</i>	0,6823* (0,2041)					
<i>educação/gt</i>	1,6209* (0,7612)					
<i>assistência/gt</i>	-1,0224** (0,6318)					
<i>txcrescipib</i>	-1,2126* (0,5594)					
0	1,1627* (0,3908)					
1	-1,7646* (0,4496)					
constante	0,9150* (0,1913)					
N, Obs,	324					
Festat,	27,0					
R2						
within	0,3576					
between	0,0132					
overall	0,0516					

Nota: * variáveis significativas até 5%. ** variáveis significativas até 10%. Nulo: variáveis não significativas. Erros-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

² Vide, por exemplo, as contribuições de Devarajan, Swarrop e Zou (1996), Agenor e Neanidis (2006), Albertini, Poirier e Roulleau-Pasdeloup (2014) e Gemmel, Kneller e Sanz (2014), na literatura internacional, e Divino e Silva Júnior (2012) e Rocha e Giuberti (2007), na literatura nacional.

Levando em consideração a possibilidade de existência de multicolinearidade no modelo, uma vez que foi adotada uma especificação com gastos relativos, procedeu-se a análise do fator de inflação da variância (VIF, em inglês), muito utilizada para fazer o diagnóstico do modelo. Essa medida indica o quanto cada variável explicativa depende das demais. Em geral, adota-se a seguinte regra:

- (i) VIF próximo de 1 indica inexistência de multicolinearidade;
- (ii) VIF entre 1 e 5 indica de baixa a moderada multicolinearidade, devendo-se, em alguns casos, adotar alguma medida corretiva do modelo³;
- (iii) VIF a partir de 5 e acima de 10 indica elevada multicolinearidade, gerando estimativas pobres do modelo.

A Tabela 5, abaixo, apresenta o resultado da medida VIF.

Tabela 5 - Valor da medida VIF para o modelo com *Threshold*

Variável	VIF	1/VIF
<i>administração/gt</i>	2,15	0,4654
<i>educação/gt</i>	6,76	0,1479
<i>assistência/gt</i>	3,32	0,3010
<i>txcrescipib</i>	1,17	0,5853
<i>0</i>	1,93	0,5178
<i>1</i>	2,65	0,3778

Fonte: Elaboração própria.

À exceção da variável *educação/gt*, as demais variáveis apresentaram valores baixos a moderados para a medida VIF. Entretanto, manteve-se a variável *educação*, uma vez que o VIF dessa variável não esteve acima de 10 e seu cômputo é de extrema importância à análise econométrica. É importante salientar que não existe uma palavra final quanto ao que deve ser feito diante da multicolinearidade, o que envolve certa subjetividade do pesquisador. De acordo com Fávero *et al.* (2009), a multicolinearidade pode ser diagnosticada por meio das estatísticas VIF (*variance inflation factor*), de modo que a estatística VIF tem que apresentar valores inferiores a cinco para que seja descartada a hipótese de multicolinearidade.

A primeira etapa da estimação 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\$ 1073,74 e outro com gasto corrente *per capita* maior que R\$ 1073,74. Esse resultado sugere que os Estados com um gasto corrente *per capita* menor que R\$ 1073,74, para um choque de 1% nas despesas em investimento, geram um aumento na dívida consolidada de 1,1627% (parâmetro 0). Para Estados que apresentam um gasto corrente *per capita* maior que R\$ 1073,74, o choque de 1% nos gastos em investimento proporciona uma queda de 1,7646% (parâmetro 1) na dívida consolidada líquida em relação à receita corrente líquida. Observa-se que os parâmetros se mostraram significativos a 5%.

Em relação aos demais parâmetros do modelo, à exceção dos gastos em assistência e previdência (*assistência/gt*), que apresentaram significância a 10%, os demais parâmetros apresentarem significância menor que 5%, como sugere a Tabela 4. Analisando a razão administração e planejamento (*administração/gt*), um aumento de 1% nessa rubrica estaria associado a um aumento

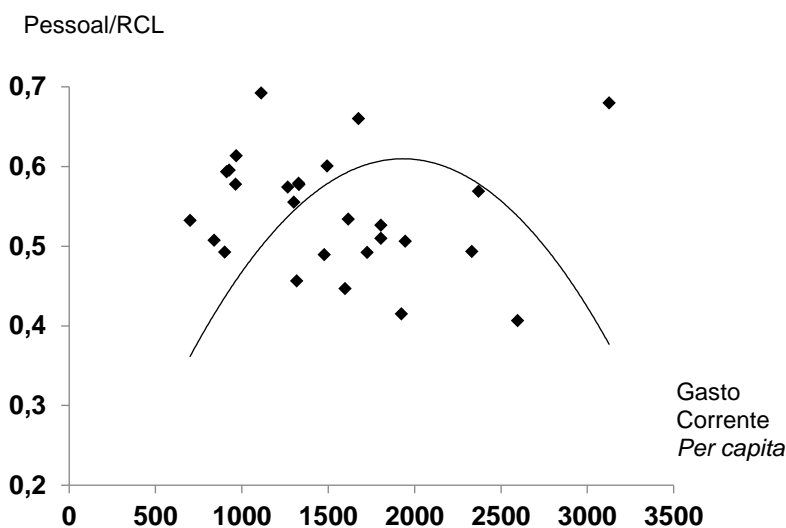
³ Nesse caso, algumas medidas corretivas podem ser empreendidas, a saber: (i) a exclusão das variáveis com maiores VIF; (ii) o aumento da amostra de dados; (iii) a análise de componente principal (ACP) ou análise fatorial (AF) (JOHNSON; WICHERN, 2007); e (iv) centrando as variáveis na média.

de 0,6823% na dívida consolidada líquida, enquanto que um aumento de 1% nos gastos em educação (*educação/gt*) estaria associado a um aumento de 1,6209% naquela variável.

Como se poderia esperar *a priori*, a taxa de crescimento econômico apresentou um parâmetro negativo, o que indica que um crescimento de 1% no PIB estaria associado a uma redução da dívida consolidada líquida na ordem de 1,2126%. Por outro lado, os gastos em assistência e previdência apresentaram um sinal inverso ao esperado. Esse resultado pode estar associado ao fato de que a amostra de dados coincide com a década em que houve maior esforço assistencialista por parte do governo.

As justificativas desses resultados podem estar associadas aos ajustes (ou não ajustes) diante das escolhas de gastos, a partir da implementação da LRF. Na seção dois, foi discutido que a LRF limitou a capacidade de investir dos Estados, tendo em vista que os mesmos não promoveram a redução das despesas com pessoal, as quais tiveram seu valor relativo acrescido quando comparado às despesas com investimento. O Gráfico 5 traz uma análise de dispersão entre a razão Gastos com Pessoal/RCL e o Gasto corrente *per capita*.

Gráfico 5 – Dispersão entre a razão gastos com pessoal/RCL e o gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros (média 2000 – 2013)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da STN.

Pelo Gráfico 5, identifica-se uma região de inflexão na análise de dispersão entre as despesas com pessoal e o gasto corrente *per capita*. A relação observada pode sugerir que, para valores superiores ao ponto de inflexão, há uma relação inversa entre os gastos com pessoal e a despesa corrente *per capita*. Essa observação complementa a análise *threshold* (Tabela 4), em que os Estados que apresentaram um gasto corrente *per capita* superior a R\$ 1073,74 produziram reações fiscais benéficas em relação ao controle da Dívida Consolidada Líquida. Observa-se que tal reação envolve uma redução na despesa com pessoal acompanhada por um aumento na despesa com investimento.

Os resultados da análise empírica apontam efeitos positivos e negativos dos ajustes na alocação de gastos nos Estados, a partir da implementação da LRF. De acordo com as investigações, mais gastos com pessoal em detrimento a gastos em investimento parecem produzir uma reação fiscal crescente para a dívida consolidada líquida. Por outro lado, mais gastos em investimento em detrimento a despesa com pessoal produzem uma reação fiscal decrescente para a dívida consolidada líquida.

5. Considerações finais

O artigo teve como objetivo analisar os efeitos dos gastos em investimento sobre a Dívida dos Estados brasileiros. Foi levantada a hipótese de que a ausência de regras fiscais nas despesas em investimento, no conjunto de regras da LRF, promove um comportamento não linear na relação dívida-despesa em investimento, devido ao uso dos investimentos públicos de maneira discricionária.

A literatura empírica que trata do tema acerca dos determinantes da Dívida dos Estados desconsidera os efeitos das escolhas que envolvem os diferentes tipos de gastos públicos. Desde a implementação da LRF, houve uma queda significativa nas despesas em investimento comparativamente às despesas com pessoal, o que sugere que o ajuste se deu via redução da capacidade de investimento dos Estados.

Na tentativa de capturar os possíveis efeitos das despesas em investimento sobre a Dívida dos Estados, a análise empírica foi desenvolvida em duas etapas. Em um primeiro momento, foi realizada uma análise multivariada de agrupamento de dados, levando em consideração alguns indicadores fiscais. A partir dos resultados da análise de agrupamento, aplicou-se a metodologia de painel de dados com *threshold*, a fim de identificar um comportamento não linear entre a Dívida dos Estados e as suas respectivas despesas com investimento.

Os principais resultados da pesquisa confirmam a hipótese do trabalho, de modo que há uma relação não linear entre a Dívida e as despesas com investimento. De acordo com as investigações, mais gastos com pessoal em detrimento a gastos em investimento produzem uma reação fiscal crescente para a dívida consolidada líquida. Por outro lado, mais gastos em investimento em detrimento à despesa com pessoal produzem uma reação fiscal decrescente para a dívida consolidada líquida.

O resultado da pesquisa abre espaço para uma discussão associada ao desenvolvimento regional, tendo em vista que a estrutura federativa fiscal desenhada a partir Constituição de 1988, associada às regras orçamentárias da LRF, produziu reações fiscais nos orçamentos estaduais que restringem a capacidade de investimento dos estados diante da preferência por mais despesas com pessoal em detrimento a despesas com investimento.

Estados com baixo gasto corrente *per capita*, ao expandirem suas despesas com investimento, produzem reações fiscais indesejadas, como aumento da dívida consolidada líquida. Por outro lado, Estados com alto gasto corrente *per capita*, quando tendem a aumentar suas despesas com investimentos, produzem reações fiscais que envolvem escolhas orçamentárias que inibem o crescimento da dívida consolidada líquida, como redução das despesas com pessoal.

A pesquisa deve avançar na tentativa de incorporar novos elementos do desenvolvimento regional na análise *threshold*. Por exemplo, ao associar a não linearidade com o nível da despesa corrente, deve-se questionar se tais reações associam-se ao grau de autonomia e dependência fiscal dos entes federativos. Tal discussão torna-se de grande relevância haja vista que a identificação de reações fiscais distintas entre os orçamentos estaduais, tendo por base parâmetros regionais, pode ser mais um instrumento no ambiente de reestruturação orçamentária e renegociação das dívidas entre União e Estados.

A principal contribuição da pesquisa é apontar a necessidade de incorporar parâmetros regionais nos processos de ajustes fiscais no âmbito das finanças regionais, uma vez que a não linearidade observada entre os efeitos das alocações de gastos sobre a dívida produz reações distintas. É importante destacar que, no âmbito dos princípios que regem o federalismo fiscal, a distribuição dos gastos públicos parte do pressuposto de que a descentralização amplia as externalidades positivas no que tange aos benefícios dos gastos sobre os cidadãos. Se, por um lado, o federalismo fiscal busca homogeneizar o papel dos gastos entre os diferentes entes federados, por outro, a institucionalização da LRF busca homogeneizar o controle das contas públicas no âmbito das três esferas de governo. Os resultados da pesquisa sugerem que as regras orçamentárias produzem reações divergentes. A divergência deve ser levada em conta quando há necessidade de reestruturação dos orçamentos estaduais.

Referências

- ALBERTINI, J.; POIRIER, A.; ROULLEAU-PASDELOUP, S. The composition of government spending and the multiplier at the zero lower bound. *Economic Letters*, v. 122, n. 1, p. 31-35, 2014.
- AGÉNOR, P. R.; NEANIDIS, K. *The allocation of public expenditure and economic growth*. Manchester University, 2006. (Economics Discussion Paper, n. EDP-0608)
- BRASIL. *Lei Complementar 101 de 4 de maio de 2000*. Brasília: Diário Oficial da União, 5 de maio de 2000.
- CÂNDIDO JÚNIOR, J. O. Os Gastos Públicos no Brasil são Produtivos? *Planejamento e Políticas Públicas*, IPEA, Rio de Janeiro, n. 23, p. 233-260, 2001.
- DEVARAJAN, S.; SWARROP, V.; ZOU, H. The composition of public expenditure and economic growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, n. 2-3, p. 313-344, 1996.
- DIVINO, A. J.; SILVA JÚNIOR, S. L. Composição dos gastos públicos e crescimento econômico dos municípios brasileiros. *Economia*, v. 13, n. 3, p. 507-528, 2012.
- CARVALHO, V. A. L. de. *Datamining: a Mineração de Dados no Marketing, Medicina, Economia, Engenharia e Administração*. Ciência Moderna, 2005.
- SIQUEIRA, M. P. de. Dívida dos Estados: 10 anos depois. In: *XIII Prêmio de Monografia do Tesouro Nacional*. Brasília, ESAF, 2008.
- FÁVERO, L. P. et al. *Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.
- GEMMEL, N.; KNELLER, R.; SANZ, I. Does the composition of government expenditure matter for long-run GDP levels? University of Wellington, ago. 2014. (Working paper, n. 10.)
- HAIR, J. F. Jr. et al. *Análise Multivariada de Dados*. Ed Bookman, Porto Alegre, 2005.
- HANSEN, E. B. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, v. 93, n. 2, p. 345-368, 1999.
- JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 2007.
- 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.
- PEREIRA, J. C. M. A. Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros. 2008. 89 p. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte, Minas Gerais, 2008.
- PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R. *Dívida dos estados 10 anos depois*. IPEA: Rio de Janeiro, 2008. (Texto para Discussão, n. 1366)
- RODRIGUES, V. R.; TEIXEIRA, C. E. Gasto público e crescimento econômico no Brasil: uma análise comparativa dos gastos das esferas do governo. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 4, p. 423-438, 2010.

- ROCHA, F.; GIUBERTI, A. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros. *Economia Aplicada*, v. 11, n. 4, p. 463-485, 2007.
- SILVA, S. S.; TRICHES, D. Uma nota sobre efeitos de gastos públicos federais sobre o crescimento da economia brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 68, n. 4, p. 547-559, 2014.
- TABOSA, F. J. S. *et al.* Reação Fiscal ao Aumento da Dívida Pública. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 1, p. 57-71, 2016.
- WANG, Q. Fixed-effect panel threshold model using Stata. *The Stata Journal*, n. 1, p. 121-134, 2015.