



Revista de Administração Pública

ISSN: 0034-7612

ISSN: 1982-3134

Fundação Getúlio Vargas

Louzano, João Paulo de Oliveira; Abrantes, Luiz Antonio;
Ferreira, Marco Aurélio Marques; Zuccolotto, Robson
Causalidade de Granger do índice de desenvolvimento
socioeconômico na gestão fiscal dos municípios brasileiros
Revista de Administração Pública, vol. 53, núm. 3, 2019, Maio-Junho, pp. 610-627
Fundação Getúlio Vargas

DOI: 10.1590/0034-761220180139

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=241060066007>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em [redalyc.org](http://www.redalyc.org)

redalyc.org

Sistema de Informação Científica Redalyc
Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal
Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto

Causalidade de Granger do índice de desenvolvimento socioeconômico na gestão fiscal dos municípios brasileiros

João Paulo de Oliveira Louzano¹

Luiz Antonio Abrantes²

Marco Aurélio Marques Ferreira²

Robson Zuccolotto³

¹ Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, Teófilo Otoni / MG – Brasil

² Universidade Federal de Viçosa / Programa de Pós-Graduação em Administração, Viçosa / MG – Brasil

³ Universidade Federal do Espírito Santo / Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Vitória / ES – Brasil

A relação entre gestão fiscal e desenvolvimento tem sido objeto de muitos estudos aplicados, mas ainda são incipientes os trabalhos que investigam a relação de causalidade entre eles. Partindo da hipótese de que a eficiência na gestão fiscal resultaria em melhores indicadores socioeconômicos municipais, o objetivo desta pesquisa consistiu em investigar a relação entre gestão fiscal e desenvolvimento em 4.317 municípios brasileiros, no período de 2006 a 2013. Adotou-se o modelo de regressão com dados em painel e aplicação de causalidade de Granger. Os resultados indicaram a inexistência de relação de causalidade entre gestão fiscal e desenvolvimento e confirmou a relação de causalidade do desenvolvimento para a gestão fiscal, demonstrando que nem sempre a gestão fiscal eficiente sinaliza o uso eficiente dos recursos públicos para promover o desenvolvimento.

Palavras-chave: gestão fiscal; desenvolvimento; causalidade.

Causalidad de Granger del índice de desarrollo socioeconómico en la gestión fiscal de los municipios brasileños

La relación entre la gestión fiscal y el desarrollo ha sido objeto de muchos estudios aplicados, pero todavía son incipientes estudios que investigan la relación causal entre ellos. Partiendo de la hipótesis de que la eficiencia en la gestión fiscal resultaría en los mejores indicadores socioeconómicos municipales, el objetivo de este estudio fue investigar la relación entre la gestión fiscal y el desarrollo en 4.317 municipios brasileños de 2006 a 2013. Se adoptó el modelo de regresión con datos de panel y la aplicación de causalidad de Granger. Los resultados indicaron que no existe una relación causal entre la administración fiscal y el desarrollo y confirmó la relación de causalidad del desarrollo para la gestión fiscal, lo que demuestra que la administración fiscal no siempre eficiente señala el uso eficiente de los recursos públicos para promover el desarrollo.

Palabras Clave: gestión tributaria; desarrollo; causalidad.

Granger causality of the socioeconomic development indicator on fiscal management of Brazilian municipalities

The relationship between fiscal management and development has been the subject of many applied studies, but there are still incipient studies investigating the causal relationship between them. Based on the hypothesis that efficiency in fiscal management would result in better municipal socioeconomic indicators, the objective of this work was to investigate the relationship between fiscal management and development in 4,317 Brazilian municipalities in the period from 2006 to 2013. The regression model was used with panel data and Granger causality application. The results indicated that there is no causal relationship between fiscal management and development. It was also verified the causal relationship of development to fiscal management, demonstrating that efficient fiscal management does not always signal the efficient use of public resources to promote development.

Keywords: fiscal management; development; causality.

DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0034-761220180139>

Artigo recebido em 19 abr. 2018 e aceito em 10 jan. 2019.

ISSN: 1982-3134



1. INTRODUÇÃO

A escassez de recursos impõe ao Estado, além da manutenção do equilíbrio entre receitas e despesas, a criação de condições institucionais e econômicas para que investimentos em políticas de desenvolvimento socioeconômico, principalmente nas dimensões de educação, saúde, emprego e renda, tenham resultados eficientes, eficazes e efetivos. Nessa direção, há relativo consenso na literatura nacional e internacional, a exemplo de Bresser-Pereira (2008), Costa, Ferreira, Braga, e Abrantes (2015) e Kwak (2017), de que o desenvolvimento econômico só é possível quando o Estado conta com uma gestão eficaz, transparente, responsiva e responsável.

Embora a administração pública no Brasil tenha sido permeada por longo período de tempo por desequilíbrios nas contas públicas, a busca pela manutenção do equilíbrio fiscal e da gestão financeira é constatada na Lei n. 9.496 (1997) e na Lei Complementar n. 101 (LC 101, 2000). A primeira estabelece um programa de controle de endividamento dos estados e municípios, enquanto a segunda estabelece normas de finanças públicas voltadas à responsabilidade na gestão fiscal. Entretanto, há que se ressaltar a importância do estabelecimento da gestão fiscal com a eficiência alocativa dos recursos financeiros e a racionalidade econômica do governo.

A relação entre gestão fiscal e desenvolvimento socioeconômico tem sido objeto de muitos estudos aplicados (Easterly & Rebelo, 1993; G. A. L. Fialho & T. M. M. Fialho, 2015a; Jorge & Cajazeira, 2015; Kneller, Bleaney, & Gemmell, 1999; Scarpin & Slomski, 2007), mas ainda são incipientes os estudos sobre a causalidade entre a gestão fiscal e indicadores socioeconômicos em unidades subnacionais, não havendo consenso sobre a existência e a direção da causalidade entre essas duas variáveis.

A respeito da política fiscal, ressalta-se que as alterações promovidas pela Constituição da República Federativa do Brasil ([CF], 1988) geraram novos pactos e compromissos políticos e sociais, acompanhados da descentralização política e financeira dos entes federativos, com destaque para a descentralização tributária para estados e municípios. Entretanto, apesar do aumento da capacidade fiscal desses entes, o desenvolvimento socioeconômico se deu de forma heterogênea, considerando que grande parte dos critérios adotados para o repasse das receitas contempla a base populacional e o potencial econômico dos entes, principalmente dos municípios.

Sob essa perspectiva, questiona-se o nível de gestão fiscal municipal implica melhores indicadores socioeconômicos, ou seja, existe uma relação causal entre gestão fiscal e desenvolvimento socioeconômico? Parte-se da hipótese de que a eficiência na gestão fiscal implica melhores indicadores socioeconômicos municipais, existindo uma relação de causalidade econômica positiva entre a gestão fiscal e o desenvolvimento municipal. Essa hipótese é investigada por meio da análise da relação de causalidade entre a gestão fiscal – medida pelo Índice Firjan de Gestão Fiscal (IFGF) (Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro [Firjan], 2015b) – e o desenvolvimento municipal – medido pelo Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) (Firjan, 2015a) – dos municípios brasileiros. Nesse sentido, o objetivo desta pesquisa consistiu em investigar a relação entre gestão fiscal e desenvolvimento em 4.317 municípios brasileiros, no período de 2006 a 2013.

Este estudo se justifica pela ausência de levantamento de causalidade entre nível da gestão fiscal e indicadores socioeconômicos para as finanças públicas no Brasil, principalmente quando as unidades subnacionais responderam a um novo marco legal de equilíbrio orçamentário. Além disso, ressalta-se a contribuição prática no fornecimento de evidências para a discussão da reformulação da distribuição de recursos entre os entes federados, eixo central no federalismo fiscal.

2. GESTÃO FISCAL E DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO

O Estado faz uso de diversos aparatos para garantir o desenvolvimento socioeconômico e promover melhor distribuição de renda. A progressividade do sistema tributário e a isenção fiscal são alguns dos diversos instrumentos em poder do Estado para intervir na economia e garantir o desenvolvimento (Massardi & Abrantes, 2016).

O desenvolvimento socioeconômico não compreende apenas a industrialização e o crescimento de emprego e renda, mas também outros determinantes, como serviços de saúde e educação (Sen, Motta, & Mendes, 2000). Nesse sentido, O IFDM, desenvolvido pela Gerência de Estudos Econômicos da Firjan (2015a), acompanha o desenvolvimento dos mais de 5 mil municípios brasileiros nas áreas de emprego e renda, educação e saúde. Ele é elaborado, exclusivamente, com base em estatísticas públicas oficiais, disponibilizadas pelo Ministério do Trabalho, Ministério da Educação (MEC) e Ministério da Saúde (MS). O índice varia de 0 (mínimo) a 1 ponto (máximo), classificando os municípios em 4 categorias: baixo (de 0 a 0,4); regular (0,4 a 0,6); moderado (de 0,6 a 0,8); e alto (0,8 a 1) desenvolvimento. Ou seja, quanto mais próximo de 1, maior o desenvolvimento da localidade (Firjan, 2015a).

Como protagonista do desenvolvimento local, o município, devido à sua proximidade com a população, é o ente subnacional com maior capacidade para encontrar soluções mais eficientes para os problemas municipais. A maior proximidade dos gestores com a população tenderia, ainda, a tornar o gasto mais eficaz, na medida em que permitiria um conhecimento mais preciso das prioridades dos munícipes (Biderman & Arvate, 2004). E é no âmbito municipal que os impactos das demandas sociais têm maior visibilidade, pois é onde a população demanda serviços públicos de educação e saúde e mantém-se a partir da geração de emprego e renda (Araujo, 2000).

Tendo o município como protagonista do desenvolvimento local, Varela, Martins, e Corrar (2009) e Diniz, Macedo, e Corrar (2012) observaram que o desenvolvimento socioeconômico dos municípios está relacionado com os gastos públicos, especialmente com aqueles ligados aos fatores sociais e de qualidade de vida, como serviços públicos de educação e saúde. Apesar do novo papel atribuído aos municípios após a CF (1988) e das novas receitas de transferências intergovernamentais às quais passaram a ter acesso, eles não desenvolveram mecanismos que priorizassem seu papel de articulador e protagonista do desenvolvimento municipal. Pelo contrário, as pressões para atendimento de demandas locais reprimidas (infraestrutura urbana básica, serviços públicos e políticas sociais) consumiram a maior parte da capacidade de gestão e dos recursos municipais. Por outro lado, o governo federal não atuou de modo a valorizar o município como fomentador do desenvolvimento socioeconômico local (Martins, Vaz, & Caldas, 2010).

Além disso, até o final dos anos 2000, no Brasil, a administração pública municipal era marcada por exemplos de mau uso dos recursos públicos, tendo como agravantes a falta de responsabilidade fiscal dos gestores, o que ocasionou elevados índices de corrupção e endividamento, devido, principalmente, à falta de legislação severa e de mecanismos de *enforcement* do controle na gestão pública municipal (Klering, Krue, & Stranz, 2013; Oliveira, Peter, & Meneses, 2010; Sousa et al., 2013).

Nesse contexto, diversas experiências de sucesso de planejamento e controle da gestão pública serviram como base para o Brasil, no sentido de iniciar o debate e a construção de mecanismos de controle dos gastos públicos e responsabilização dos gestores acerca dos recursos públicos sob a sua guarda (Sousa et al., 2013).

Assim, ao ser sancionada, a LC 101 (2000) impôs no Brasil maior rigor ao processo de planejamento e execução orçamentária, disciplinando a gestão dos recursos públicos e exigindo maior responsabilidade e transparência por parte dos gestores. A LC 101 (2000) limitou os gastos e o endividamento dos entes, buscou o equilíbrio entre receitas e despesas públicas e o fomento de investimentos prioritários para o desenvolvimento e a melhora dos indicadores sociais (Fioravante, Pinheiro, & Vieira, 2006; Oliveira et al., 2010). A LC 101 (2000) surgiu em um contexto no qual era necessário impor limites aos gestores públicos, nos vários níveis de governo, a fim de gerar menores déficits fiscais e endividamento, dentre outros resultados sinalizadores de uma atitude fiscal responsável (Fioravante et al., 2006).

Com o intuito de observar a qualidade da gestão pública, evidenciando o controle de gastos, investimentos e cumprimento dos direitos sociais estabelecidos no texto constitucional, criaram-se diversos indicadores para medir o desempenho dos municípios na gestão pública municipal (Sousa et al., 2013), com destaque para o IFGF, que objetiva estimular a cultura da responsabilidade administrativa por meio da geração e divulgação de indicadores que possibilitem aperfeiçoar as decisões dos gestores municipais quanto à alocação dos recursos públicos, bem como gerar maior controle social da gestão fiscal dos municípios (Firjan, 2015b).

Esse índice foi construído a partir dos resultados fiscais das prefeituras – informações de declaração obrigatória, dados de receitas, despesas, ativos e passivos – e disponibilizadas anualmente pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e pela base de dados da Finanças do Brasil (Finbra). Adicionalmente, coletam-se informações das contas nacionais e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A pontuação do índice varia entre os extremos 0 (pior situação) e 1 (melhor situação), e classifica as gestões municipais em 4 categorias de qualidade: A (Gestão de Excelência, com resultados superiores a 0,8); B (Boa Gestão, entre 0,6 e 0,8); C (Gestão em dificuldade, entre 0,4 e 0,6); e D (Gestão Crítica, abaixo de 0,4).

Com a descentralização das receitas e das funções municipais, pós-CF (1988), a gestão fiscal municipal passou a ter um novo foco, considerando sua função no combate às disparidades regionais de desenvolvimento e no cumprimento de maior número de exigências legais apresentadas aos gestores municipais (Cardoso, 2009). Entretanto, ressalta-se que, apesar do compartilhamento de competências, a descentralização da arrecadação não foi concretizada de fato, à medida que a União passou a ampliar sua arrecadação em tributos não partilháveis com os entes federados. Para Bechara (2015) a ampliação da base de arrecadação se deu por meio da instituição desmedida das chamadas contribuições especiais, notadamente das contribuições sociais e das contribuições de intervenção no domínio econômico. As contribuições foram, originalmente, concebidas como gravames para fiscais e seriam voltadas à arrecadação de recursos para finalidades específicas, em prol de determinado grupo de contribuintes.

Esse novo cenário conjugado com o mau uso dos recursos públicos antecipou o estrangulamento fiscal/financeiro dos municípios e dificultou o atendimento das demandas locais. Acrescenta-se, ainda, às normas de finanças públicas voltadas à responsabilidade na gestão fiscal, como a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), que exige da administração pública a formulação de políticas eficazes e eficientes nos serviços prestados à população (Marinho & Jorge, 2015).

Segundo Moutinho (2016), um ponto central a considerar quando se aborda a utilização dos recursos por parte da gestão pública municipal é o fato desses recursos serem escassos e, na maior parte dos municípios brasileiros, serem compostos quase em sua totalidade por repasses feitos pelos entes superiores, assumindo o gestor praticamente a função única de alocar esses recursos.

Assim, os municípios devem otimizar o uso de seus recursos, que são limitados, de modo que possam atingir o objetivo de aumentar os níveis de desenvolvimento socioeconômico. Contudo, o desafio do uso eficiente dos recursos para promover o desenvolvimento não é tarefa fácil, devido aos desequilíbrios e às particularidades dos municípios, com demandas, recursos e prioridades distintos (Costa et al., 2015).

A literatura e legislação aplicada às finanças públicas têm enfatizado parâmetros relacionados com o cumprimento de metas e limites legais para a gestão fiscal, apontam a gestão fiscal responsável, associada aos conceitos de planejamento, controle, transparência e responsabilidade (Cruz & Afonso, 2018).

Segundo Biderman e Arvate (2004), a gestão pública tem por finalidade a utilização dos recursos públicos de modo a maximizar o bem-estar da sociedade. Essa alocação deve ocorrer de forma ótima, uma vez que tais recursos são restritos. Assim, para Motta (2013), os administradores públicos devem desempenhar seu papel com o intuito de atender aos anseios da população, por meio da aplicação eficiente dos recursos disponíveis.

Assim, compreende-se que existe, por parte da população, o anseio de que os recursos sejam aplicados de modo a ampliar a oferta de serviços que aumentem a qualidade de vida, para que haja um impacto imediato na qualidade da prestação e de sua abrangência, espera-se que as demandas urgentes sejam atendidas imediatamente (Motta, 2013). Contudo, como apontam Afonso, Romero-Barrutieta, e Monsalve (2013), os gestores públicos enfrentam sérias dificuldades ao decidir onde aplicar os recursos públicos para maximizar o bem-estar da população. Nesse contexto, a gestão fiscal eficiente emerge como um indicador fundamental na tomada de decisão de alocação de gastos na esfera pública.

Entretanto, para atingir o equilíbrio das contas públicas, imposto pela LRF, segundo Jorge e Cajazeira (2015), muitos gestores alegam ser inevitável restringir os investimentos sociais, prejudicando o desenvolvimento local. Nesse contexto de ampliação das atribuições administrativas municipais, o gestor se vê diante do dilema de conciliar os objetivos da LRF (de controlar e reduzir despesas públicas) com os de expansão de gastos previstos na CF (1988). Lembra-se também que, para a população, não interessa somente que os gastos tenham sido feitos com lisura e responsabilidade no aspecto fiscal, mas que promovam resultados em termos de benefícios sociais e desenvolvimento (Leite & Peres, 2010).

3. ABORDAGEM METODOLÓGICA

Com o intuito de atender ao objetivo deste estudo, optou-se pelo modelo de regressão com dados em painel e aplicação de causalidade de Granger. A escolha se justifica pela meta de identificar o sentido causal entre essas duas variáveis, estipulando que X 'Granger-causa' Y e verificando se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y.

A análise foi realizada com dados em painel; segundo Hsiao (1986), um painel é constituído pela observação de uma série temporal de dados para determinado número de entidades, denominadas *cortes transversais*. Neste estudo, caracterizam-se como entidades os 4.317 municípios brasileiros que apresentaram com consistência os dados do exercício fiscal no ano de 2013 de IFGF e IFDM, para a série temporal de 2006 a 2013. A referida delimitação temporal se deve à disponibilidade dos indicadores – pelo sistema Firjan – na edição de 2015. O modelo estimado com dados em painel neste estudo considera a especificação conforme a equação a seguir:

$$IFDM_{it} = \beta_1 IFDM_{it-1} + \beta_2 IFDM_{it-2} + \beta_3 IFGF_{it} + \beta_4 IFGF_{it-1} + \beta_5 IFGF_{it-2} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde que a variável dependente em (1) se refere ao IFDM e as variáveis explicativas são a própria variável dependente defasada e o IFGF (em nível e também em defasagem). Ambos são medidos em uma escala de 0 a 1, onde quanto mais próximo de 1, melhores as condições do desempenho da gestão fiscal e do desenvolvimento municipal.

Para este estudo foi utilizado o modelo System-GMM, desenvolvido por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). A natureza dinâmica é captada justamente pela utilização da variável dependente com defasagem como variável explicativa. Como a variável explicativa sofre alguma influência da variável que ela deveria explicar. Nesse caso, $x = g(y)$, o que rompe com a hipótese de identificação e gera, como consequência, $E[xe] \neq 0$ rompendo com a hipótese de exogeneidade da variável ou da ausência de correlação com os termos de erro da regressão. Com o objetivo de tratar os problemas de endogeneidade do modelo, foram utilizadas variáveis instrumentais.

Quando as variáveis explicativas são correlacionadas com os termos de erro, a ideia é substituí-las por outros regressores que não o sejam. Esse método é denominado *variáveis instrumentais* e as variáveis utilizadas são denominadas *instrumentos*. O uso de variáveis instrumentais, z , que seriam auxiliares com as seguintes propriedades: (i) $E[xz] \neq 0$ e (ii) $E[ze] = 0$. Dessa forma, se tomarmos a porção de x que é relacionada com z , seremos capazes de identificar um conjunto de informação que respeitará a hipótese de identificação $E[xe] = 0$.

Segundo Wooldridge (2002), para que uma variável possa ser utilizada como instrumento, ela deve atender a dois requisitos: não deve ser correlacionada com as variáveis explicativas endógenas nem com o termo de erro. Ou seja, não deve apresentar o mesmo problema que a variável substituída. Normalmente, as defasagens das variáveis regressoras são utilizadas como instrumentos (Castro & Yoshinaga, 2012).

Uma alternativa para tais questões é o uso do estimador GMM. Arellano e Bond (1991) propuseram uma regressão em painel dinâmico, na qual a equação utilizada é diferenciada em primeira ordem, resultando em uma equação livre dos efeitos fixos. Contudo, para painéis curtos, os instrumentos utilizados podem ser fracos e o problema de endogeneidade persistirá. Assim, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) sugerem um método que utiliza como instrumentos as variáveis em primeira diferença defasadas, para a equação em nível; e as variáveis em nível defasadas, para a equação em primeira diferença. Surge, então, o método de estimação, que ficou conhecido como System-GMM.

Além disso, é preciso definir algum critério para a quantidade e validade dos instrumentos utilizados. Para que não haja sobre identificação, recomenda-se a restrição de que o número de instrumentos deve ser menor ou igual ao número de grupos investigados (Roodman, 2009). Como o painel dinâmico é sensível à autocorrelação dos resíduos, aplica-se o teste de Arellano e Bond (1991) para autocorrelação de primeira e segunda ordem. Para que a estimação seja robusta, deve-se rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem e não rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem.

Contudo, mesmo sendo possível estimar consistentemente os parâmetros da regressão entre x e y , existe uma importante questão a ser respondida sobre a relação causal existente entre as variáveis. Como podemos dizer se $y = f(x)$, $x = g(y)$ ou se as duas coisas ocorrem simultaneamente? Assim, a identificação de uma relação estatística entre duas ou mais variáveis, por mais forte que seja, nunca

pode estabelecer uma relação causal entre elas; nossas convicções a respeito de qualquer relação de causalidade devem originar-se fora da estatística, baseando-se, fundamentalmente, em alguma teoria já estabelecida ou até no senso comum (Kendall & Stuart, 1961).

O teste de causalidade proposto por Granger (1969) visa a superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis. Essa distinção é de fundamental importância, já que, por si, a correlação não implica causalidade (relação de causa e efeito). A aplicação de causalidade em modelos de séries de tempo é extensa; porém, sua extensão para dados de painel é uma abordagem metodológica bastante recente (Holtz-Eakin, Newey, & Rosen, 1988; Hurlin, 2005). A metodologia empregada é uma versão ampliada da técnica elaborada por Granger e Huang (1997), que adapta esse consagrado conceito de causalidade para o caso de dados em painel, sendo o procedimento adotado para testar a causalidade o recomendado por Hurlin (2005).

A escolha desse procedimento é justificada por se tratar de um modelo de painel heterogêneo e apresentar uma série temporal relativamente curta. A principal vantagem da utilização do teste de causalidade em dados em painel corresponde ao maior número de observações, aumentando-se os graus de liberdade e eficiência do parâmetro estimado, sendo que o poder dos testes em painel é notavelmente maior do que o obtido a partir dos testes realizados em séries temporais (Hurlin, 2005).

O modelo de Hurlin (2005) testa a hipótese de não causalidade homogênea de uma variável x para uma variável y em um sistema bivariado. Na hipótese nula, assume-se que não há relação de causalidade de Granger de x para y para os “ n ” indivíduos da amostra. Contudo, sua hipótese alternativa não implica necessariamente uma relação causal para todos os indivíduos no painel, como no caso do modelo homogêneo de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). O teste pressupõe uma especificação heterogênea alternativa na qual 2 subgrupos de indivíduos podem coexistir: um primeiro subgrupo de indivíduos para o qual há uma relação causal de x para y e um segundo subgrupo de indivíduos no qual não há relação causal, sendo que o tamanho e os indivíduos desses respectivos 2 conjuntos é, *a priori*, desconhecido. O teste de Hurlin (2005) é formulado assim:

$$x_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \gamma_i^{(k)} x_{i,t-k} + \sum_{k=1}^k \beta_i^{(k)} y_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^k \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

As equações (2) e (3) $X_{i,t}$ representam uma medida da qualidade da gestão fiscal do município i no ano t , $Y_{i,t}$ é uma medida de desenvolvimento socioeconômico do município i no ano t , α_i são efeitos fixos que captam a heterogeneidade individual dos municípios, com $K \in \mathbb{N}$ e $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)})$. As condições iniciais $(\gamma_i, -K, \dots, \gamma_i, 0)$ e $(x_i, -K, \dots, x_i, 0)$ dos processos individuais $Y_{i,t}$ e $X_{i,t}$ são dadas e observáveis, foram consideradas condições com 1 e 2 lags (K) idênticos para todas as unidades da seção cruzada do painel e o painel é balanceado.

A equação (2) postula que valores correntes de X estão relacionados a valores passados do próprio X , assim como a valores defasados de Y ; a equação (3), por outro lado, postula um comportamento similar para a variável Y . Nada impede que as variáveis X e Y sejam representadas na forma de taxas de crescimento, o que, aliás, tem sido quase regra geral na literatura, uma vez que é difícil se deparar com variáveis que sejam estacionárias em seus níveis.

O método é acompanhado do teste estatístico F (teste de Wald) para verificar se os coeficientes das variáveis defasadas são conjuntamente inválidos. Por exemplo, se $\gamma_1 = \dots = \gamma_K = 0$, então valores

passados de X não explicam o comportamento atual de Y . Se $\beta_1 = \dots = \beta_i = 0$, então valores passados de Y não explicam o comportamento atual de X . Assim, haverá causalidade no sentido de Granger unidirecional de Y para X se nem todos os β_i forem iguais a zero em (2), mas todos os γ_i forem iguais a zero em (3). De forma oposta, haverá causalidade no sentido de Granger unidirecional de X para Y se todos os β_i forem iguais a zero em (2), porém, nem todos os γ_i forem iguais a zero em (3). Pode haver causalidade de Granger bidirecional entre X e Y se nem todos os β_i e nem todos os γ_i forem iguais a zero. Por fim, podem ocorrer situações em que não há causalidade de Granger entre X e Y , para isso basta que os β_i e todos os γ_i sejam iguais a zero.

Após a estimação do método Granger, distinguem-se 4 casos diferentes, que permitem que sejam testadas as seguintes hipóteses:

H1: valores defasados de IFGF ajudam a explicar o valor atual de IFDM, isto é, a relação é unidirecional, ou unicausal, de IFGF para IFDM;

H2: valores defasados de IFDM ajudam a explicar o valor atual de IFGF, isto é, a relação é unidirecional, ou unicausal, de IFDM para IFGF;

H3: valores defasados de IFGF explicam o IFDM atual e valores defasados de IFDM explicam o IFGF atual, isto é, eles são determinados simultaneamente;

H4: valores defasados de IFGF não determinam o IFDM atual e valores defasados de IFDM não determinam o IFGF atual, isto é, as duas séries de tempo são independentes.

4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A fim de conhecer o comportamento das variáveis utilizadas no modelo que caracteriza as unidades municipais brasileiras no período de 2006 a 2013, utilizou-se a análise exploratória dos dados (AED), em relação às medidas de centro, distribuição e dispersão (Tabela 1).

TABELA 1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS IFDM E IFGF

Variáveis	Variação	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
IFDM	Total	0,6228	0,1189	0,1592	0,9233
	Entre		0,1107	0,2933	0,8890
	Intra		0,0433	0,4128	0,7940
IFGF	Total	0,5058	0,1418	0,0428	0,9931
	Entre		0,1159	0,1139	0,9204
	Intra		0,0818	0,0874	0,8923

Fonte: Elaborada pelos autores.

Analisando os resultados das estatísticas descritivas para as variáveis IFDM e IFGF, de modo geral, percebe-se uma grande amplitude dos valores dos indicadores, bem como uma ampla dispersão em

relação à média, tanto para o IFDM como para o IFGF. A variação entre as observações (*between*) do IFDM e IFGF indica que os municípios são sistematicamente diferentes uns dos outros e que essa variação é superior à variação de uma observação para outra (*within*).

Ressalta-se que os índices representam variáveis aleatórias independentes e sem colinearidade perfeita, uma vez que são valores absolutos, fruto das condições municipais mensuradas ano a ano¹; natureza que lhes impõe as condições necessárias para o uso no painel. Reforça-se, ainda, a opção pelos índices em relação às variáveis que os compõem, uma vez que eles são orientadores das práticas gerenciais e ações públicas dos municípios, tendo para além do sentido algébrico uma carga simbólica gerencial e cultural. Como agravante, os indicadores que compõem os índices têm peso diferente, por razões discricionárias, o que levaria a viés no uso individual dos componentes originais.

A Tabela 2 apresenta as correlações entre os indicadores IFDM e IFGF em nível e também com defasagens.

TABELA 2 CORRELAÇÃO ENTRE OS INDICADORES IFDM E IFGF

	IFDM _{it}	IFDM _{it-1}	IFDM _{it-2}	IFGF _{it}	IFGF _{it-1}	IFGF _{it-2}
IFDM _{it}	1,0000					
IFDM _{it-1}	0,9551	1,0000				
IFDM _{it-2}	0,9379	0,9563	1,0000			
IFGF _{it}	0,4232	0,4243	0,4176	1,0000		
IFGF _{it-1}	0,4496	0,4425	0,4450	0,7195	1,0000	
IFGF _{it-2}	0,4507	0,4493	0,4438	0,6551	0,7391	1,0000

Fonte: Elaborada pelos autores.

Como se observa, as variáveis IFDM e IFGF parecem estar significativamente associadas, por seus altos índices de correlação positiva. A variável IFGF apresenta elevada correlação com a variável IFDM, sendo que seu grau de associação aumenta na medida das defasagens do indicador IFGF, quadro este que parece caracterizar algum grau de precedência temporal. No entanto, tal conclusão requer testes formais, como o teste de causalidade de Granger apresentado a seguir.

Para realizar o teste de causalidade de Granger em dados em painel, primeiro é necessário analisar se as séries são não estacionárias em nível. Segundo Maddala e Wu (1999), para pequenas amostras, os testes de raiz unitárias tradicionais têm pequeno poder contra hipóteses alternativas de estacionariedade e o uso da análise de dados em painel reduz o problema do poder dos testes de raiz unitária baseados em séries individuais, aumentando o número de observações, combinando as dimensões de séries temporais com a de corte transversal. A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes para raiz unitária em dados em painel.

¹ Para mais informações sobre a metodologia de construção dos índices, ver Firjan (2017).

TABELA 3 TESTES DE ESTACIONARIEDADE PARA PAINÉIS

Variável	Teste	Lag	H0	H1	Valor p
IFDM	Levin-Lin-Chu	0	Raiz Unitária	Estacionário	0,000
	Harris-Tzavalis	0	Raiz Unitária	Estacionário	0,000
	Breitung	0	Raiz Unitária	Estacionário	0,000
	Im-Pesaran-Shin	0	Raiz Unitária	Estacionário	0,000
	Fisher Type	0	Raiz Unitária	Estacionário	0,000
IFGF	Levin-Lin-Chu	0	Raiz Unitária	Estacionário	0,000
	Harris-Tzavalis	0	Raiz Unitária	Estacionário	0,000
	Breitung	0	Raiz Unitária	Estacionário	0,000
	Im-Pesaran-Shin	0	Raiz Unitária	Estacionário	0,000
	Fisher Type	0	Raiz Unitária	Estacionário	0,000

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os testes de raiz unitária para painéis indicaram que as variáveis IFDM e IFGF são estacionárias em nível, ou seja, ambas são $I(0)$. Assim, as regressões foram estimadas com as variáveis em nível.

Para analisar a relação entre a gestão fiscal (IFGF) e o desenvolvimento municipal (IFDM), estimou-se o modelo de regressão em dados painel System-GMM (Tabela 4). Os testes efetuados no modelo revelam que ele foi significativo como um todo e que os estimadores atingiram as propriedades estatísticas desejáveis. Realizou-se o teste de Wald, que rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade, assim como o teste de Wooldridge, que também rejeitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Assim, a fim de corrigir essas situações, usou-se a correção do modelo com a aplicação de erros padrão robustos. Após essa correção, aplicou-se o teste de Arellano e Bond (1991), que rejeitou a autocorrelação de primeira ordem, mas não rejeitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem, comprovando a consistência da estimação.

TABELA 4 RESULTADO DO MODELO DE REGRESSÃO SYSTEM-GMM

Variáveis explicativas	IFDM	Erros padrão
$IFDM_{it-1}$	0,6933***	(0,0102)
$IFDM_{it-12}$	0,2372***	(0,0073)
$IFGF_{it}$	- 0,0586***	(0,0079)
$IFGF_{it-1}$	0,0588***	(0,0094)

Continua

Variáveis explicativas	IFDM	Erros padrão
IFGF _{it-2}	0,0358***	(0,0082)
Constante	0,2603***	(0,0045)
Nº de observações: 25,902	F(5) = 13277,73	Ausência de autocorrelação
Nº de grupos: 4,317	Prob > F = 0,0000	1ª ordem = 0,0000
Nº de instrumentos: 41		2ª ordem = 0,9707

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: (i). Os valores em parênteses são os erros padrão; (ii) níveis de significância *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Os resultados da regressão mostraram que todas as variáveis foram estatisticamente significativas a 1%. A variável dependente defasada foi significativa e apresentou coeficiente positivo, o que afirma o caráter dinâmico dessa variável, mostrando que os indicadores socioeconômicos que mensuram o atual estágio de desenvolvimento de determinado município são influenciados por seus valores passados. O IFDM, com uma defasagem, foi a variável que mais contribuiu para explicar os valores correntes do IFDM. Com duas defasagens, o efeito também foi positivo, mas com menor intensidade.

A variável IFGF apresentou comportamento antagônico em nível e defasagem no desenvolvimento municipal. O comportamento negativo em nível pode ser justificado pelo fato dos efeitos de uma gestão fiscal não necessariamente serem imediatos, apesar do efeito negativo imediato, no longo prazo, o equilíbrio das contas públicas pelo atendimento dos limites de gastos impostos ao gestor público municipal pela LRF é determinante para que a gestão municipal tenha condições financeiras para ofertar no futuro serviços públicos essenciais para a população. Esse fato é corroborado por Nascimento e Debus (2002) e Costa et al. (2015), ao constatarem que o equilíbrio das contas públicas pelo limite de gastos imposto ao gestor municipal pela LRF, apesar do efeito negativo inicial, foi determinante para que a gestão municipal tivesse condições financeiras para ofertar serviços públicos essenciais para a população no longo prazo.

Esse mesmo coeficiente apresentou efeito positivo, nas duas defasagens, quando se avaliou o desenvolvimento socioeconômico municipal, corroborando a tese de que a boa gestão fiscal propicia melhores indicadores de desenvolvimento socioeconômico, como constatado em G. A. L. Fialho e T. M. M. Fialho, (2015a, 2015b). Analisando todas as defasagens, observa-se que os resultados vão ao encontro do constatado por Costa et al. (2015), que verificaram que o efeito da boa gestão fiscal, muitas vezes, não é imediato, havendo dificuldade para modificar significativamente os níveis de desenvolvimento socioeconômico em curto espaço de tempo. Considerando as defasagens, constatou-se o efeito positivo da gestão fiscal no desenvolvimento municipal, evidenciando a importância do uso eficiente do recurso público e indicando que o uso indiscriminado dos recursos e, consequentemente, a geração de déficit público, não têm qualquer benefício sobre o desenvolvimento. Para Hermann (2002), a dívida pública, devido ao seu ônus para as gestões futuras, tem efeito negativo no desenvolvimento. Assim, a gestão fiscal municipal deve prezar pelo uso eficiente dos recursos e pelo equilíbrio orçamentário.

O teste de causalidade de Granger em dados em painel possibilita inferir a relação de causa entre duas variáveis; contudo, tal causalidade diz respeito à existência de uma precedência temporal de uma variável sobre a outra, desde que essa precedência seja estatisticamente significativa. Não se trata de uma causalidade no sentido de que uma variável determine a outra, mas sim que ela precede e ajuda na previsão do comportamento de outra variável de interesse (Carneiro, 1997).

Para verificar a existência de uma relação de causalidade entre a gestão fiscal e o desenvolvimento socioeconômico municipal, analisou-se a causalidade de Granger entre o IFGF e o IFDM em dados em painel dos municípios brasileiros no período de 2006 a 2013 (Tabela 5). Verifica-se, com base na Tabela 5, que a hipótese ‘IFGF não Granger-causa IFDM’ com uma defasagem não é rejeitada, pois o resultado da estatística qui^2 é superior ao valor da tabela de distribuição. Assim, pode-se inferir que valores com uma defasagem do IFGF não contêm informações úteis para prever as variações em IFDM; ou seja, estatisticamente, a gestão fiscal não precede o desenvolvimento socioeconômico municipal. Ao avaliar a hipótese inversa, constatou-se o ‘IFDM não Granger-causa IFGF’, indicando que o desenvolvimento municipal com uma defasagem não precede a gestão fiscal.

TABELA 5 ANÁLISE DE CAUSALIDADE ENTRE IFDM E IFGF COM UMA DEFASAGEM

Causalidade de Granger (2006-2013)		
Variáveis	Qui2	p – probabilidade
IFDM não Granger-causa IFGF	2,18	0,1396
IFGF não Granger-causa IFDM	0,34	0,5623

Fonte: Elaborada pelos autores.

Novamente, a hipótese ‘IFGF não Granger-causa IFDM’ não é rejeitada, indicando que a gestão fiscal não foi determinante para prever o comportamento no indicador de desenvolvimento municipal, apesar do modelo de regressão System-GMM indicar a associação entre essas variáveis. Entretanto, a hipótese que ‘IFDM não Granger-causa IFGF’ é rejeitada para duas defasagens, contrariando as expectativas iniciais deste estudo e constantes da literatura pertinente (Tabela 6).

TABELA 6 ANÁLISE DE CAUSALIDADE ENTRE IFDM E IFGF COM DUAS DEFASAGENS

Causalidade de Granger (2006-2013)		
Variáveis	Qui2	p - probabilidade
IFDM não Granger-causa IFGF	114,57	0,0000
IFGF não Granger-causa IFDM	2,64	0,2673

Fonte: Elaborada pelos autores.

Foi constatado que valores defasados de IFDM ajudam a explicar o valor atual de IFGE, sendo a relação unidirecional ou unicausal de IFDM para IFGE, confirmando a **H2**, podendo-se afirmar que valores passados do IFDM contêm informações úteis para prever as variações em IFGE. Confirmou-se estatisticamente que o desenvolvimento socioeconômico precede a gestão fiscal.

Como a causalidade no sentido de Granger é um teste de precedência temporal, o número de defasagens é determinante. Assim, como o efeito da gestão fiscal no desenvolvimento não se dá de maneira imediata, o número de duas defasagens pode ter sido determinante para sua relação de não causalidade com o desenvolvimento. Uma restrição ao aumento das defasagens se encontra na utilização de um “painel curto”, com uma pequena janela temporal (2006 a 2013), não atendendo aos pressupostos do modelo; ampliar o número de defasagens pode levar, ainda, a aumento da magnitude da variância dos coeficientes estimados e apontar resultados imprecisos.

A constatação da causalidade entre desenvolvimento socioeconômico e gestão fiscal pode ser explicada considerando que municípios com melhores condições socioeconômicas podem apresentar melhor nível de eficiência dos gastos públicos do que aqueles com menor capacidade. Para Costa et al. (2015), maior desenvolvimento amplia a capacidade de gerar receita própria para manter a gestão equilibrada. Outra hipótese seria que maior desenvolvimento, principalmente ligado a educação, emprego e renda, mudaria a demanda por serviços e bens públicos. Além disso, a preferência fiscal dos eleitores também mudaria, tornando-os fiscalmente conservadores (Alesina, Perotti, Tavares, Obstfeld, & Eichengreen, 1998; Brender & Drazen, 2008; Drazen & Eslava, 2010). Nesse aspecto, os eleitores fiscalmente conservadores tendem a aprender sobre as implicações dos gastos públicos ao longo do tempo e, conseqüentemente, punir os gestores que não são fiscalmente conservadores (Kwak, 2017), pressionando para que os gestores públicos exerçam uma boa gestão fiscal.

Consideram-se, também, para explicar essa relação de causalidade a associação da transparência com melhores indicadores de desenvolvimento, tratados em Bellver e Kaufmann (2005) e Ribeiro e Zuccolotto (2014), onde se constatou maior transparência em municípios com melhores indicadores de desenvolvimento, bem como sua associação a menores déficits públicos, como encontrado em Alt e Lassen (2006). Também se ressalta o trabalho de Grimmlikhuijsen e Welch (2012), onde se constatou a influência da transparência na qualidade da gestão fiscal, fato explicado pela possibilidade de propiciar a efetividade dos mecanismos de controle social, fazendo com que a sociedade mais informada, cobre de maneira contundente a melhor gestão dos recursos públicos por parte dos governantes.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Apesar dos resultados do modelo de regressão aplicado sinalizarem que a boa gestão fiscal propicia melhores indicadores de desenvolvimento socioeconômico, apontando a possibilidade de combinar o equilíbrio das contas públicas sem prejudicar os serviços públicos, os resultados indicam, a princípio, a não existência de relação de causalidade entre gestão fiscal e desenvolvimento, demonstrando que nem sempre a gestão fiscal eficiente sinaliza o uso adequado dos recursos públicos para promover o desenvolvimento.

A não rejeição da hipótese de não causalidade entre a gestão fiscal e desenvolvimento pode trazer indícios de que a adequação do orçamento municipal às normas de finanças públicas voltadas à responsabilidade na gestão fiscal pode implicar a redução da oferta de bens e serviços em alguns municípios, com interferência nos resultados das políticas voltadas a questões sociais e de

desenvolvimento. Contudo, deve-se ressaltar que os resultados tendem a variar devido ao porte e perfil demográfico dos municípios, de modo a produzir impactos distintos no nível de eficiência no uso dos recursos públicos, bem como no atendimento das demandas locais; acrescentam-se, ainda, as limitações aos gestores devido às regras de vinculação constitucional de gastos em áreas como saúde e educação, associados ao perfil demográfico desigual entre as localidades, o que deve produzir impactos distintos da gestão fiscal, no curto e médio prazo, no desenvolvimento local.

Constatou-se, ainda, a relação de causalidade unidirecional do desenvolvimento para a gestão fiscal, embora essas constatações não sejam corroboradas pela literatura pertinente, que postula relação causal inversa. Contudo, tal relação unidirecional pode ser explicada pela presença de eleitores fiscalmente conservadores e ativos, em municípios mais desenvolvidos, que exigem dos gestores públicos uma gestão fiscal mais eficiente e transparente.

Embora os resultados apresentados confirmem a hipótese da influência do desenvolvimento na gestão fiscal, considerando as variáveis que compuseram o modelo, resultados diferenciados podem ser obtidos com a utilização ou inserção de novas variáveis, indicando novas possibilidades para futuros estudos, que poderão investigar a relação entre a gestão fiscal e a eficiência gerada com os gastos, especialmente com aqueles ligados aos fatores sociais e de qualidade de vida, considerando a expectativa de vida da população e outras políticas voltadas às áreas de saúde e educação e ao controle das diferenças entre os municípios, desmembrando os componentes que compõem a gestão fiscal e/ou inserindo outras variáveis de controle, como, por exemplo, o nível de dependência de transferência dos municípios.

REFERÊNCIAS

- Afonso, A., Romero-Barrutieta, A., & Monsalve, E. (2013, March). *Public sector efficiency: evidence for Latin America* (ISEG Economics Working Paper). Washington, DC: Inter-American Development Bank.
- Alesina, A., Perotti, R., Tavares, J., Obstfeld, M., & Eichengreen, B. (1998). The political economy of fiscal adjustments. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 197-266.
- Alt, J. E., & Lassen, D. D. (2006). Fiscal transparency, political parties, and debt in OECD countries. *European Economic Review*, 50(6), 1403-1439.
- Araujo, T. B. (2000). *Ensaio sobre o desenvolvimento brasileiro: heranças e urgências*. Rio de Janeiro, RJ: Revan.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Bechara, C. H. T., & Carvalho, J. R. G. (2015). Federalismo e tributação: entre competição e cooperação. In M. A. M. Derzi, O. A. Batista, Júnior, & A. M. Moreira (Orgs.), *Estado federal e tributação: das origens à crise atual* (Coleção Federalismo e Tributação, Vol. 1, pp. 35-54). Belo Horizonte, MG: Arraes.
- Bellver, A., & Kaufmann, D. (2005, September). *Transparenting transparency: initial empirics and policy applications* (World Bank Policy Research Working Paper). Washington, DC: World Bank.
- Biderman, C., & Arvate, P. R. (2004). *Economia do setor público no Brasil* (3a ed.). Rio de Janeiro, RJ: Elsevier.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Brender, A., & Drazen, A. (2008). How do budget deficits and economic growth affect reelection prospects? Evidence from a large panel of countries. *The American Economic Review*, 98(5), 2203-2220.
- Bresser-Pereira, L. C. (2008). O modelo estrutural de gestão pública. *Revista de Administração Pública*, 42(2), 391-410.
- Cardoso, J. C., Jr. (2009). *Brasil em desenvolvimento: Estado, planejamento e políticas públicas*. Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Carneiro, F. G. (1997). *A metodologia dos testes de causalidade em economia* (Série Textos Didáticos n. 20). Brasília, DF: Universidade de Brasília.
- Castro, F. H. F., Junior, & Yoshinaga, C. E. (2012). Coassimetria, cocurtose e as taxas de retorno das ações: uma análise com dados em painel. *Revista de Administração Mackenzie*, 13, 110-144.
- Constituição da República Federativa do Brasil, de 5 de outubro de 1988*. (1988). Brasília, DF.
- Costa, C. C. M., Ferreira, M. A. M., Braga, M. J., & Abrantes, L. A. (2015). Fatores associados à eficiência na alocação de recursos públicos à luz do modelo de regressão quantílica. *Revista de Administração Pública*, 49(5), 1319-1347.
- Cruz, C. F., & Afonso, L. E. (2018). Gestão fiscal e pilares da Lei de Responsabilidade Fiscal: evidências em grandes municípios. *Revista de Administração Pública*, 52(1), 126-148.
- Diniz, J. A., Macedo, M. A. S., & Corrar, L. J. (2012). Mensuração da eficiência financeira municipal no Brasil e sua relação com os gastos nas funções de governo. *Gestão & Regionalidade*, 28(83), 5-20.
- Drazen, A., & Eslava, M. (2010). Electoral manipulation via voter-friendly spending: theory and evidence. *Journal of Development Economics*, 92(1), 39-52.
- Easterly, W., & Rebelo, S. (1993). Fiscal policy and economic growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 417-458.
- Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. (2015a). *Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal*. Rio de Janeiro, RJ: Autor.
- Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. (2015b). *Índice Firjan de Gestão Fiscal*. Rio de Janeiro, RJ: Autor.

- Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. (2017). *Metodologia*. Rio de Janeiro, RJ: Autor. Recuperado de <https://www.firjan.com.br/data/files/E2/82/21/A0/9AF3E5107210A3E5A8A809C2/Anexo%20Metodol%C3%B3gico%20IFGF%202017.pdf>
- Fialho, G. A. L., & Fialho, T. M. M. (2015a). Associação entre os indicadores de qualidade da gestão pública municipal e indicadores de desenvolvimento dos municípios brasileiros. *Gestão Pública: Práticas e Desafios*, 8(2), 1-15.
- Fialho, G. A. L., & Fialho, T. M. M. (2015b). Relação entre indicadores de qualidade da gestão pública e de desenvolvimento dos municípios brasileiros. *Cadernos Gestão Pública e Cidadania*, 20(67), 277-295.
- Fioravante, D. G., Pinheiro, M. M. S., & Vieira, R. S. (2006, outubro). *Lei de Responsabilidade Fiscal e finanças públicas municipais: impactos sobre despesas com pessoal e endividamento* (Texto para Discussão n. 1223). Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 37(3), 424-438.
- Granger, C. W. J., & Huang, L. L. (1997). *Evaluation of panel data models: some suggestions from time series* (Mimeographed). San Diego, CA: University of California, San Diego.
- Grimmelikhuijsen, S. G., & Welch, E. W. (2012). Developing and testing a theoretical framework for computer-mediated transparency of local governments. *Public Administration Review*, 72(4), 562-571.
- Hermann, J. (2002). A macroeconomia da dívida pública: notas sobre o debate teórico e a experiência brasileira recente (1999-2002). *Cadernos Adenauer*, 3(4), 41-70.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 56(6), 1371-1395.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of panel data*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- Hurlin, C. (2005). Testing Granger causality in heterogeneous panel data models. *Revue Économique*, 56(3), 799-809.
- Jorge, M. A., & Cajazeira, A. P. G. B. (2015). Responsabilidade fiscal e desenvolvimento municipal: uma análise dos municípios sergipanos no período 2007/2010. *Pesquisa & Debate*, 26(1), 124-149.
- Kendall, M. G., & Stuart, A. (1961). *The advanced theory of statistics*. London, England: Griffin.
- Klering, L. R., Krueger, A. J., & Stranz, E. (2013). Os pequenos municípios do Brasil: uma análise a partir de índices de gestão. *Análise – Revista de Administração da PUCRS*, 23(1), 31-44.
- Kneller, R., Bleaney, M. F., & Gemmell, N. (1999). Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. *Journal of Public Economics*, 74(2), 171-190.
- Kwak, S. (2017). Cyclical asymmetry in State fiscal policy: is it biased toward big or small government? *The American Review of Public Administration*, 47(8), 962-976.
- Lei n. 9.496, de 11 de setembro de 1997. (1997). Estabelece critérios para a consolidação, a assunção e o refinanciamento, pela União, da dívida pública mobiliária e outras que especifica, de responsabilidade dos Estados e do Distrito Federal. Brasília, DF.
- Lei Complementar n. 101, de 4 de maio de 2000. (2000). Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. Brasília, DF.
- Leite, C. K. S., & Peres, Ú. D. (2010). Lei de Responsabilidade Fiscal, federalismo e políticas públicas: um balanço crítico dos impactos da LRF nos municípios brasileiros. In A. S. Cunha, B. A. Medeiros, & L. M. C., Aquino (Orgs.), *Estado, instituições e democracia: república* (Vol. 1, pp. 213-248). Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple

test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(Suppl. 1), 631-652.

Marinho, A. P. S., & Jorge, M. A. (2015). O planejamento local é mais eficiente? Uma análise de 14 municípios sergipanos de pequeno porte. *Nova Economia*, 25, 123-142.

Martins, R. A., Vaz, J. C., & Caldas, E. L. (2010). A gestão do desenvolvimento local no Brasil: (des) articulação de atores, instrumentos e território. *Revista de Administração Pública*, 44(3), 559-590.

Massardi, W. O., & Abrantes, L. A. (2016). Dependência dos municípios de Minas Gerais em relação ao FPM. *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, 1(6), 173-187.

Motta, P. R. M. (2013). O estado da arte da gestão pública. *Revista de Administração de Empresas*, 53, 82-90.

Moutinho, J. A. (2016). Transferências voluntárias da União para municípios brasileiros: mapeamento do cenário nacional. *Revista de Administração Pública*, 50(1), 151-166.

Nascimento, E. R., & Debus, I. (2002). *Lei Complementar no. 101/2000: entendendo a lei de responsabilidade fiscal*. Brasília, DF: Secretaria do Tesouro Nacional.

Oliveira, F. H., Peter, M. G. A., & Meneses, A. F. (2010, julho). Lei de Responsabilidade Fiscal: implicações nos indicadores sociais municipais. In *Anais do 10o Congresso USP de Controladoria e Contabilidade*. São Paulo, SP.

Ribeiro, C. P. P., & Zuccolotto, R. (2014). A face oculta do Leviatã: transparência fiscal nos municípios brasileiros e suas determinantes socioeconômicas e fiscais. *Enfoque: Reflexão Contábil*, 33(1), 37-52.

Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86-136.

Scarpin, J. E., & Slomski, V. (2007). Estudo dos fatores condicionantes do índice de desenvolvimento humano nos municípios do Estado do Paraná: instrumento de controladoria para a tomada de decisões na gestão governamental. *Revista de Administração Pública*, 41(5), 909-933.

Sen, A. K., Motta, L. T., & Mendes, R. D. (2000). *Desenvolvimento como liberdade*. São Paulo, SP: Companhia das Letras.

Sousa, P. F. B., Lima, A. O., Nascimento, C. P. S., Peter, M. G. A., Machado, M. V. V., & Gomes, A. O. (2013). Desenvolvimento municipal e cumprimento da Lei de Responsabilidade Fiscal: uma análise dos municípios brasileiros utilizando dados em painel. *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, 1(1), 58-70.

Varela, P. S., Martins, G. A., & Corrar, L. J. (2009). Perfil dos gastos públicos versus perfil econômico-social dos municípios paulistas. *Revista de Contabilidade e Organizações*, 3(5), 80-97.

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA: The MIT Press.

João Paulo de Oliveira Louzano



<https://orcid.org/0000-0002-2920-8003>

Doutorando em administração pela Universidade Federal de Viçosa (UFV); Professor do Departamento de Ciências Contábeis da Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri (UFVJM).

E-mail: jplouzano@gmail.com

Luiz Antonio Abrantes



<https://orcid.org/0000-0002-4460-125X>

Doutor em administração pela Universidade Federal de Lavras (UFLA); Professor do Departamento de Administração e Contabilidade da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: abrantes@ufv.br

Marco Aurélio Marques Ferreira



<https://orcid.org/0000-0002-9538-1699>

Pós-Doutorado em Administração Pública pela Rutgers University; Doutor em economia aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV); Professor do Departamento de Administração e Contabilidade da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: marcoufv1@gmail.com

Robson Zuccolotto



<https://orcid.org/0000-0002-2629-5586>

Pós-Doutorado em Administração Pública e Governo pela Fundação Getúlio Vargas (FGV); Doutor em Controladoria e Contabilidade pela Universidade de São Paulo (USP); Professor do Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas da Universidade Federal do Espírito Santo (UFES). E-mail: robsonzuccolotto@gmail.com