

# O PAPEL DO GASTO PÚBLICO NO CRESCIMENTO ECONÔMICO DOS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE EM DADOS DE PAINEL<sup>1</sup>

Cristiano Ordones Portugal<sup>2</sup>

Este trabalho busca analisar o efeito da alocação do gasto público sobre a taxa de crescimento das Unidades da Federação (UFs) ao avaliar as despesas em dois grupos: investimento e custeio. Com isso, pretende-se algum avanço com relação à literatura que versa sobre o assunto, ao aplicar-se, em dados de painel, um conjunto de modelos que englobam, além dos modelos *pooled*, os de efeitos fixos (EFs) e efeitos aleatórios (EAs), bem como as especificações dinâmicas com estimadores obtidos pelo método dos momentos generalizados (GMM). Os dados utilizados referem-se às despesas que constam no orçamento fiscal e da seguridade social dos governos estaduais e municipais do Brasil no período 1998-2019. As séries de despesas públicas de custeio e investimentos desses governos foram agrupados por estado em séries reais anuais.

Os resultados apontam que o investimento público mostrou seu coeficiente significativamente diferente de 0, mas com pequena magnitude, em apenas poucos modelos dinâmicos, tanto para grupo desenvolvido quanto para em desenvolvimento. Por sua vez, o coeficiente em gastos de custeio apresentou valor estatisticamente diferente de 0 em quase todos os modelos, dinâmicos ou não, com magnitude superior aos encontrados para os investimentos públicos. Ademais, os coeficientes de custeio mostraram-se superiores no grupo menos desenvolvido quando comparados ao mesmo modelo no grupo desenvolvido em quase todos os casos, o que demonstra a maior importância desse tipo de despesa sobre o crescimento econômico para esses estados.

**Palavras-chave:** composição do gasto público; crescimento econômico; estados brasileiros.

## THE ROLE OF PUBLIC SPENDING IN THE ECONOMIC GROWTH OF BRAZILIAN STATES: AN ANALYSIS OF PANEL DATA

The present work seeks to analyze the effect of the allocation of public expenditure on the growth rate of the federation units, evaluating expenditures in two groups, investment and costing. With this, we intend to make some progress in relation to the literature that deals with the subject by applying, in panel data, a set of models that encompass, in addition to the "pooled" models, fixed and random effects, dynamic specifications with estimators obtained by the Generalized Moments Method (GMM). The data used refer to the expenses included in the fiscal and social security budget of the state and municipal governments of Brazil in the period from 1998 to 2019. The series of public expenditure and investment of these governments were grouped by state in real series annual.

The results show that public investment showed its coefficient significantly different from zero, but with small magnitude, in only a few dynamic models, both for developed and developing groups. On the other hand, the coefficient on current expenditures presented a statistically different value from zero in almost all models, dynamic or not, with a magnitude higher than those found for public investments. Furthermore, the costing coefficients were higher in the less developed group when

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n3art4>

2. Analista de planejamento e orçamento do Ministério do Planejamento e Orçamento (MPO). E-mail: [cristiano.portugal@planejamento.gov.br](mailto:cristiano.portugal@planejamento.gov.br)

compared to the same model in the developed group in almost all cases, which demonstrates the greater importance of this type of expenditure on economic growth for these states.

**Keywords:** public expenditure composition; economic growth; Brazilian states.

**JEL:** C33; E62; H50; O40.

## 1 INTRODUÇÃO

O papel dos governos no crescimento econômico está sujeito a grandes polêmicas, principalmente quando se trata de gastos públicos, começando do debate clássico keynesiano na década de 1930. Desde então, as diferenças em termos de perspectivas têm continuado, embora de várias formas.

É inegável que os gastos do governo têm aumentado significativamente ao longo do tempo, na maior parte do mundo (tabela 1). No entanto, ainda é difícil verificar se um aumento na intervenção governamental, de forma concreta, influenciará o produto interno bruto (PIB) de países, estados e municípios. Na literatura internacional, é possível encontrar diversos estudos teóricos e empíricos que tratam acerca dos efeitos dos gastos do governo sobre o crescimento econômico. O artigo de Barro (1990) apresenta um modelo em que o governo, por meio de sua atuação, produz dois efeitos (um bom e outro ruim), associados, respectivamente, à oferta de bens públicos e à tributação do setor produtivo da economia.

TABELA 1  
**Despesas do governo central**  
(Em % PIB)

	1981	1991	2011	2018
OCDE	24,7	28,2	29,2	27,3
América Latina e Caribe	17,1	18,5	26,4	28,4

Fonte: Banco Mundial; Disponível em: <https://databank.worldbank.org/metadataglossary/world-development-indicators/series/GC.XPN.TOTL.GD.ZS#:~:text=Expense%20is%20cash%20payments%20for,such%20as%20rent%20and%20dividends>. Acesso em: 15 out. 2020.

Obs.: 1. As despesas são pagamentos em dinheiro para atividades operacionais do governo no fornecimento de bens e serviços. Inclui a remuneração dos empregados – como ordenados e salários –, juros e subsídios, subvenções, benefícios sociais e outras despesas, como aluguel e dividendos.

2. OCDE – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico.

De acordo com Neduziak e Correia (2017), vários estudos seguindo a linha de Barro (1990) apontam que gastos públicos mais elevados em países desenvolvidos seriam responsáveis por trajetórias de crescimento mais modestas devido às restrições típicas de uma estrutura burocrática estatal. No entanto, tal argumento não deve ser tratado como algo imperativo, tendo-se em vista que nem todos os componentes do gasto público devem promover igual impacto sobre a taxa de crescimento das economias.

Por fim, analisando os países da OCDE, Afonso e Jalles (2014) encontram um resultado muito interessante do ponto de vista da realocação dos gastos. Enquanto os gastos em educação e saúde são produtivos para o crescimento econômico – ou seja, impulsionam o crescimento do PIB, o imposto sobre a renda, o salário do funcionalismo público, o pagamento de juros da dívida, o consumo do governo e os subsídios promovem um impacto oposto, obstando o crescimento desses países. Da mesma maneira, os gastos em seguridade social e bem-estar parecem ser menos produtivos que os gastos em saúde e educação.

Se analisada historicamente, a evolução da composição do gasto público no Brasil apresenta uma grande mudança a partir da Constituição Federal de 1988 (CF/1988), em decorrência, principalmente, dos gastos previdenciários (tabela 2), conforme argumentam Pires e Borges (2019).

**TABELA 2**  
**Despesas primárias do governo central**  
(Em % do PIB)

	1988	2001	2011	2019
Pessoal e encargos	4,3	4,8	4,1	4,3
Benefícios previdenciários	2,5	5,7	6,4	8,6
Loas e RMV	0,3	0,4	0,6	0,8
Seguro-desemprego	0,1	0,4	0,5	0,5
Custeio e investimento	4,7	4,1	4,8	5,2
Subsídios	0,8	0,3	0,2	0,2
<b>Total</b>	<b>12,7</b>	<b>15,6</b>	<b>16,7</b>	<b>19,6</b>

Fonte: Pires e Borges (2019).

Obs.: 1. Loas – Lei Orgânica da Assistência Social.

2. RMV – Renda Mensal Vitalícia.

Assim, tendo-se em vista o crescimento das despesas em previdência e assistência social, diversos ajustes fiscais foram realizados no país a partir da década de 1990; a maior parte destes combinando aumento de carga tributária e redução no investimento público. Com isso, observa-se grande perda de espaço do investimento público nas três esferas de governo (tabela 3).

**TABELA 3**  
**Investimento do governo geral**  
(Em % do PIB)

	1988	2001	2011	2019
Governo central	1,15	0,44	0,60	0,47
Governo estadual	1,29	0,86	0,68	0,40
Governo municipal	0,99	0,65	0,85	0,59
Governo geral	3,43	1,95	2,13	1,46

Fonte: Observatório de Política Fiscal, do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (Ibre/FGV).

Este trabalho busca analisar o efeito da alocação do gasto público sobre a taxa de crescimento das Unidades da Federação (UFs), avaliando as despesas em dois grupos, investimento e custeio. Com isso, pretende-se algum avanço com relação à literatura que versa sobre o assunto – em especial, os artigos de Rocha e Giuberti (2007) e Goumrhar e Oukhallou (2017) –, ao aplicar-se, em dados de painel, um conjunto de modelos que englobam, além dos modelos *pooled*, os de efeitos fixos (EFs) e efeitos aleatórios (EAs), as especificações dinâmicas com estimadores obtidos pelo método dos momentos generalizados (GMM).

Os dados utilizados referem-se às despesas que constam do orçamento fiscal e da seguridade social dos governos estaduais e municipais do Brasil no período 1998-2019. As séries de despesas públicas de custeio e investimento desses governos foram agrupadas por estado em séries reais anuais.

Assim como em Rocha e Giuberti (2007) e, em certa medida, também em Goumrhar e Oukhallou (2017), a análise aborda as diferenças potenciais entre estados mais desenvolvidos (estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste) e menos desenvolvidos (estados do Norte e do Nordeste). Nesse quadro, testou-se a validade das hipóteses desenvolvidas em Goumrhar e Oukhallou (2017), por meio de um painel de dados para dois grupos de estados, com onze entes mais desenvolvidos e dezesseis menos desenvolvidos. Em cada grupo, serão testados diversos modelos (*pooled*, bem como EFs, aleatórios e dinâmicos), com diversas metodologias de estimação.

Este artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 2, é discutida uma revisão selecionada da literatura sobre gasto público e crescimento econômico. Na seção 3, serão apresentados o desenvolvimento do modelo teórico e a formulação do modelo estatístico a ser estimado. Na seção 4, é realizada a apresentação de resultados. Uma seção final apresenta as considerações finais.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

A natureza da relação entre gasto público e crescimento econômico estimulou uma série de estudos teóricos e empíricos, tanto na literatura internacional quanto na nacional.

### 2.1 Literatura internacional

Em seu trabalho seminal, Barro (1990) desenvolve um modelo simples de crescimento endógeno dos gastos do governo. Nesse modelo, ele encontra uma relação não linear entre gastos públicos que são insumos complementares à produção privada e uma relação negativa entre o consumo do governo e o crescimento da economia.

Musgrave e Musgrave (1984) examinaram os gastos públicos nos Estados Unidos entre 1890 e 1900. O resultado mostrou que a despesa pública em prazo absoluto aumentou em um múltiplo de 1.086 nesse período.

Usando dados de 98 países no período 1960-1985, Barro (1991) constatou que o consumo do governo e os investimentos públicos se relacionam com o crescimento econômico, como foi predito por seu modelo teórico. No entanto, o efeito das despesas com educação, que Barro considerava uma *proxy* para o investimento em capital humano, foi considerado insignificante.

Para realizar sua análise, o autor utiliza a base de dados de Summers e Helston (1988), usando como *proxy* para os gastos do governo em consumo o valor médio no período dos gastos do governo em proporção do PIB, subtraindo os gastos em defesa e educação. Barro (1991) destaca que a *proxy* é imperfeita, pois, por exemplo, serviços de polícia – um componente desse gasto – poderiam influenciar os direitos de propriedade e, assim, afetar o investimento privado e o crescimento de forma positiva.

Barro (1991) também mensura a taxa do investimento público bruto real em proporção ao PIB real; esse investimento público corresponderia ao estoque de capital público, que geraria um fluxo de serviços em que o autor identifica como comparável aos gastos produtivos do governo ( $g$ ), identificando  $g$  como *serviços de infraestrutura*, como transportes, energia elétrica, água etc. (hospitais e escolas também são componentes do capital público). O autor ressalta que, assim como a identificação dos gastos do governo em consumo como uma *proxy* não é perfeita, a identificação dos fluxos de serviço do capital público como os gastos produtivos do governo também é imperfeita.

O estudo empírico liderado por Aschauer (1989) examinou o crescimento da produtividade gerado pelo investimento público não militar nos Estados Unidos. O artigo utiliza uma função Cobb-Douglas e dados anuais da economia americana para o período 1949-1985, bem como demonstra que o investimento em infraestrutura impulsiona de forma ascendente a produtividade nas empresas privadas, gerando assim um efeito *crowding*.

Devarajan, Swaroop e Zou (1996) desenvolvem a relação entre mudanças na composição da despesa pública e do crescimento. Nesse modelo, a condição para alcançar maior estado estacionário de crescimento depende não apenas da produtividade de gastos específicos do governo, mas também de sua participação inicial no total de gastos.

Usando a abordagem de vetores autorregressivos (VAR), Sturm (1998) descobriu que o investimento em infraestrutura influenciou positivamente a produção na Holanda, e a mesma abordagem analisa os efeitos dinâmicos do investimento público.

Para seis países industrializados, Mitnik e Neumann (2001) estabeleceram que o investimento público tende a exercer influência positiva no PIB. Além disso, eles não encontraram efeito de exclusão entre investimento público e investimento privado.

Canning e Bennathan (2000) estimaram os produtos marginais de dois tipos de infraestrutura: capacidade de geração de eletricidade – medida em quilowatts – e comprimento de estradas pavimentadas – usando-se dados entre países – para o período 1960-2000. Seus resultados sugerem que a produtividade marginal do capital público varia consideravelmente entre os países, mas, no geral, são necessários níveis muito mais altos de provisão de infraestrutura.

Estudos recentes sobre o efeito do gasto público no crescimento incluem Aschauer (2000). Tal artigo testa as previsões do modelo de crescimento neoclássico, no qual o capital público é complemento do capital privado, e descobriu que o investimento público tem impacto positivo e estatisticamente significativo no crescimento econômico. Dos diferentes setores, os investimentos em transporte e comunicação e educação têm os maiores impactos no crescimento.

O artigo de Milbourne, Otto e Voss (2003) usa uma extensão do modelo de crescimento de Solow-Swan, com o objetivo de examinar se o investimento público tem um papel importante no crescimento econômico. Utilizando métodos padrões de quadrados ordinários (OLS) para o modelo de transição, observa uma contribuição significativa para o crescimento econômico do investimento público. Quando os métodos de variáveis instrumentais são empregados, no entanto, os erros-padrão associados são muito maiores, e a contribuição do investimento público é estatisticamente insignificante.

Mais recentemente, Calderón e Servén (2004) constroem índices em nível de país da quantidade e da qualidade da infraestrutura pública. O índice de quantidade de infraestrutura é baseado no número de linhas telefônicas, na capacidade de geração de eletricidade e no comprimento total da estrada por quilômetros, enquanto o índice de qualidade da infraestrutura é baseado no tempo de espera para uma conexão telefônica, na parcela de estradas pavimentadas no total de estradas e na eficiência da geração de eletricidade. Eles descobriram que a quantidade de infraestrutura, embora não a qualidade, tem impacto grande e estatisticamente significativo no PIB.

Uma contribuição interessante para o debate foi feita por Perotti (2004), cujo estudo concluiu que a produção e o investimento privado em países avançados tendem a reagir mais significativamente aos choques de consumo público do que ao investimento público. Segundo o autor, esse quebra-cabeça poderia encontrar explicação no fato de países como Estados Unidos, Reino Unido, Austrália, Canadá e Alemanha terem taxas de capital público-PIB que estão além de seus respectivos níveis ótimos. Como consequência, mais investimentos públicos poderiam ter um

retorno marginal muito fraco, ou até mesmo negativo. Kamps (2005) corrobora isso ao explicar o caso do Japão, no qual o investimento público tem influência negativa no crescimento do PIB.

Os argumentos utilizados por estudos como Perotti (2004), Kamps (2005) ou Barro (1990) geralmente sustentam que o investimento público não é eficaz, ou até mesmo contraproducente em certos casos (multiplicador negativo). Eles argumentam que isso decorre principalmente da existência de grande proporção de capital público. Portanto, é justo mencionar que algumas das descobertas mencionadas provavelmente não poderiam ser estendidas para os países em desenvolvimento, que geralmente têm níveis mais baixos de estoque de capital e escassez de infraestrutura observável.

Ogunleye e Olorunfemi (2006) usam uma análise de cointegração para testar a relação de longo prazo entre gastos públicos e crescimento econômico na Nigéria. Seus resultados empíricos mostram que há relação positiva de longo prazo entre o PIB e o gasto total do governo com um  $R^2$  de 0,748. No entanto, a relação entre PIB, despesas de capital e despesas correntes mostra que as despesas correntes influenciam positivamente o PIB, enquanto as despesas de capital influenciam negativamente esse indicador.

Aka (2007) constatou que, na Costa do Marfim, o investimento do governo parece ter influência maior no crescimento econômico que o investimento privado. Aka (2007) descartou a existência de um *crowding-out* significativo, com Hemming, Kell e Mahfouz (2002), que argumentam que, no caso de países de renda pequena e média, os déficits fiscais tendem a ter influência insignificante nas taxas de juros, enquanto o *crowding-out* é mais provável de ocorrer em economias avançadas. Outros estudos confirmaram esse achado, como Boughzala *et al.* (2007) e Ismihan, Metin-Ozcan e Tansel (2002), para a Tunísia e a Turquia, respectivamente.

O artigo Hasnul (2015) dá mais uma evidência sobre a relação entre as despesas governamentais e o crescimento econômico na Malásia. Neste estudo, as despesas do governo foram desagregadas, e a investigação é feita utilizando-se os dados da série temporal durante o período 1970-2014. O resultado indica que há correlação negativa entre as despesas governamentais e o crescimento econômico na Malásia nos últimos 45 anos.

Oukhallou (2016) discute o papel do investimento público na determinação do crescimento da produção, a partir de diferentes pontos de vista teóricos e empíricos. A análise é lançada sobre os fatores que supostamente explicam o sucesso e/ou o fracasso das políticas públicas de investimento no aumento da produtividade e no apoio ao PIB, com base em uma revisão de evidências empíricas em economias avançadas e em desenvolvimento.

Goumrhar e Oukhallou (2017) examinam, utilizando dados em painel, as diferenças entre países em desenvolvimento e países avançados em termos do impacto do investimento público no crescimento econômico. O estudo fornece evidências empíricas de que os gastos com investimento público têm maior influência na evolução do PIB nos países em desenvolvimento (efeito *crowding-in*). Os resultados também sugerem que os gastos com investimento público são relativamente contraproducentes em economias avançadas.

## 2.2 Literatura nacional

O trabalho de Cândido Júnior (2001) teve como objetivo analisar de forma teórica e empírica a relação entre gastos públicos e crescimento econômico no Brasil no período 1947-1995, por meio de técnicas de séries temporais, usando um modelo *autoregressive distributed lag model* (ARDL). Assim, de forma agregada, o artigo busca captar o balanço líquido da participação dos gastos sobre o PIB, dado existirem fatores que sugerem possibilidades positivas e negativas. Os principais resultados foram: i) estimativas de elasticidade gasto-produto negativas quando se utiliza o conceito mais restrito de gasto público (consumo mais transferências); e ii) estimativas de elasticidade gasto-produto positivas a partir do momento em que o gasto público inclui também o investimento público das administrações públicas.

Um dos trabalhos mais importantes no que concerne ao tema em análise foi o desenvolvido por Rocha e Giuberti (2007), que buscaram determinar que componentes do gasto público influenciaram o crescimento econômico dos estados brasileiros durante o período 1986-2003. Para isso, os autores fizeram uma decomposição dos gastos segundo sua categoria econômica (gastos correntes, excetuando-se os juros da dívida e de capital) e, também, de acordo com sua categoria funcional (gastos com transporte e comunicação, educação, saúde e defesa). Os principais resultados foram: i) a relação foi positiva e significativa entre os gastos em defesa, educação, transporte e comunicação e a taxa de crescimento; ii) a relação entre os gastos com capital e a taxa de crescimento foi significativa e aparentemente não linear; e, por fim, iii) a relação entre os gastos primários e a taxa de crescimento econômico foi significativa e aparentemente não linear.

Por meio da utilização de dados em painel, o artigo aplica, então, o método de efeitos fixos, que leva em conta características específicas dos estados. Assim, foram incluídas também variáveis *dummies* de ano, com o propósito de controlar fatores comuns que estivessem afetando a taxa de crescimento dos diferentes estados. Dessa forma, utiliza-se a abordagem de EFs estendida, com o objetivo de incluir também um efeito específico de tempo (*least squares dummy variable model with a time specific effect* – LSdv model).

Herrera e Blanco (2004) buscam analisar a qualidade dos ajustes fiscais realizados desde 1999 e seu impacto sobre a trajetória de crescimento de longo prazo por meio de modelos ARDL, assim como Cândido Júnior (2001). As conjunturas de estabilização bem-sucedidas coincidem com os períodos em que a política fiscal era mais flexível em aumentar o superávit primário, uma vez que a manutenção deste sinalizava comprometimento por parte do governo. *Grosso modo*, os ajustes deram-se por meio de elevação da receita tributária e de redução dos gastos em capital, em especial de investimento. Em contrapartida, ocorreu aumento nos gastos com seguridade social e assistência. Conclui-se, então, que o Brasil poderia obter ganhos por meio da ampliação do investimento em infraestrutura, ao passo que a elevação da tributação traria efeitos perniciosos sobre o crescimento econômico.

O trabalho de Rodrigues e Teixeira (2010) teve como objetivo determinar qual esfera de governo (federal, estadual ou municipal) apresentou maior capacidade de influenciar o crescimento econômico brasileiro com seus gastos no período 1948-1998. Utilizando-se técnicas de séries temporais, conclui-se, então, que os estados foram os entes subnacionais que mais impactaram a trajetória de crescimento econômico brasileiro, sendo o investimento a variável de maior importância. Com isso, o artigo ainda chegou à conclusão que o investimento deveria ser priorizado em detrimento dos gastos em consumo, subsídios e transferências, uma vez que o setor público é pouco produtivo no manejo dessas rubricas.

Silva e Triches (2014) analisam os efeitos dos gastos governamentais sobre o produto da economia brasileira ao longo do período 1980-2005, de modo a identificar a contribuição de algumas categorias de gastos públicos sobre o crescimento do produto no Brasil. Para isso, foram investigadas as séries dos componentes das despesas públicas federais, em particular, tanto por grupo como por função. Os procedimentos metodológicos utilizados foram baseados em técnicas de séries temporais. Foram considerados despesas produtivas os gastos em comunicação, transporte, saúde e saneamento. Em relação a essas variáveis, foram encontradas estimativas significativas do ponto de vista estatístico. Por sua vez, não foram encontradas estimativas significativas para os gastos em defesa e segurança nacional e educação, a despeito da sua importância teórica para o crescimento. Assim, melhorias na infraestrutura de transporte e na qualidade da saúde e saneamento básico, por exemplo, implicam maiores taxas de crescimento do PIB.

Sousa (2014) analisa a produtividade dos gastos do governo usando o modelo de crescimento endógeno proposto por Barro (1990). O período compreende o intervalo entre 1980 e 2012, que utiliza dados em corte transversal para uma amostra de 63 países; de 1990 a 2012, para uma amostra de 78 países; e de 2000 a 2012, para uma amostra de 97 países. Para fazer isso, utilizou-se a média de cada variável nesse período (1980 a 2012; 1990 a 2012; 2000 a 2012), com o objetivo

de tomar apenas um ponto no tempo. Em geral, é possível concluir que boa parcela dos resultados encontrados aqui corrobora os encontrados por Barro (1991). Os coeficientes dos gastos improdutivos (consumo) do governo tiveram o sinal esperado na maioria dos casos e foram significantes quando se utilizou a amostra de 78 países, entre 1990 e 2012, e a amostra de 97 países, entre 2000 e 2012; apenas não foram significantes quando se empregou a primeira amostra, entre 1980 a 2000. Por sua vez, os gastos produtivos, apesar de influenciarem o produto, não parecem influenciar o investimento privado. Isso indica que investimento público não deve se sobressair no investimento total e não pode substituir o investimento privado.

Divino e Silva Junior (2012) desenvolveram um estudo muito próximo ao de Rocha e Giuberti (2007), porém para os municípios brasileiros. Os resultados apontaram para um efeito positivo de gastos públicos, como proporção da renda local, sobre o crescimento econômico municipal. Os resultados indicaram ainda que municípios com renda abaixo da linha de pobreza, de acordo com a definição do Banco Mundial, têm necessidade maior de gastos correntes do que os que estão acima dessa linha. Ademais, estimações quadráticas permitiram derivar composições ótimas de gasto público, que maximizam o crescimento econômico conforme a posição do município em relação à linha de pobreza.

Neduziak e Correia (2017) buscam realizar uma análise do efeito da alocação do gasto público sobre a taxa de crescimento das UFs. Com isso, é utilizado como referencial analítico do artigo o modelo apresentado em Devarajan, Swaroop e Zou (1996). A análise econométrica parte de um painel convencional de EFs, composto pelos 26 estados federativos mais o Distrito Federal, no período 1995-2011. Um dos resultados apresentados no trabalho foi que a razão gasto total-PIB apresentou correlação positiva e significativa, com o crescimento econômico dos estados brasileiros. Esse resultado significa que, para um aumento de 1% no gasto total do governo, tem-se uma elevação de 0,01% na taxa de crescimento econômico estadual.

O estudo de Sousa, Rosa e Ribeiro (2020) objetiva analisar a influência dos gastos públicos no crescimento e no desenvolvimento econômico nos municípios de Santa Catarina. Em uma amostra de 291 municípios, entre 2013 a 2016, a análise foi feita por meio de modelos multivariados em painel. De acordo com os resultados, apenas a despesa corrente total está relacionada (negativamente) com a variação do PIB. Ademais, constata-se que o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) está negativamente relacionado com a despesa com educação e a despesa corrente total. Por sua vez, foi possível perceber que o IFDM está positivamente relacionado com a despesa com urbanismo e habitação, assim como com o número de habitantes.

Assim, é possível constatar que, tanto na literatura nacional quanto na internacional, parece não haver consenso no que concerne aos efeitos da alocação dos gastos públicos agregados e relativos sobre o crescimento econômico.

### 3 METODOLOGIA

Uma análise aprofundada da literatura empírica, com Oukhallou (2016) e Goumrhar e Oukhallou (2017), permite-nos destacar duas hipóteses sobre os determinantes potenciais do impacto do investimento público na atividade econômica, conforme a seguir descrito.

- 1) Hipótese 1: o investimento público provavelmente terá um efeito maior em regiões de renda pequena e média, em que a proporção do estoque de capital em relação ao PIB é geralmente mais baixa. Nesse grupo, a margem de melhoria em termos de infraestrutura é importante, entre outras variáveis econômicas e de desenvolvimento. Retornos gerados por investimentos públicos ou privados são considerados positivos, mas diminuem progressivamente, *ceteris paribus*.
- 2) Hipótese 2: quanto maior for a substituição entre o investimento público e privado, mais importante é o efeito *crowding-out*, que exerce influência negativa sobre a eficácia do investimento público. A substituição está mais presente nas regiões de economia avançada que nas em desenvolvimento, o que poderia explicar por que o efeito multiplicador do investimento público em países de renda média chega a alcançar a magnitude de 1.4, enquanto nas economias avançadas é fraco, ou até mesmo negativo em alguns casos (Hemming, Kell e Mahfouz, 2002).

A validade dessas hipóteses é avaliada de acordo com modelos de dados em painel. Inicialmente, a análise abrange todas as UFs acrescidas do Distrito Federal. Posteriormente, abordará o caso em dois grupos diferentes. O primeiro grupo abrange onze estados (regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste) mais o Distrito Federal, enquanto o segundo, quinze estados menos desenvolvidos (regiões Norte e Nordeste). A próxima subseção fornece mais explicações sobre os dados, as variáveis do modelo e outros aspectos econométricos.

#### 3.1 Modelagem econométrica

A fim de examinar a ligação entre componentes do gasto do governo e crescimento econômico, utiliza-se um painel composto por estados brasileiros durante o período 1998-2019.

Dados em painel, dados longitudinais ou combinação de séries temporais e dados de corte transversal são conjuntos de dados que possuem dimensões tanto

de corte transversal como de série temporal – ou seja, são caracterizados por possuírem observações em duas dimensões, que em geral são o espaço e o tempo (Wooldridge, 2001). A coleta de dados em painel tem por objetivo acompanhar os mesmos indivíduos ao longo de determinado período. Assim, a metodologia de dados em painel permite a análise longitudinal – isto é, ao longo do tempo, de diversas unidades de observação em apenas um painel, o que possibilita a identificação de padrões e a própria evolução das unidades de observação.

De acordo com Hsiao (2014), Wooldridge (2008) e Marques *et al.* (2000), a análise de dados em painel apresenta vantagens muito maiores que análises de séries temporais e análises transversais *cross-section*, uma vez que disponibilizam maior quantidade de informação, maior variabilidade de dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência na estimação.

O modelo geral apresentado por Wooldridge (2001) para dados em painel, com  $i=1,2,\dots,N$  observações em  $t = 1,2,\dots,T$  períodos e  $K$  variáveis, pode ser descrito da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Nessa equação,  $Y_{it}$  é a variável dependente;  $\alpha_i$  é um componente fixo que representa o efeito não observado;  $X_{it}$  é um vetor ( $1 \times K$ ) contendo as variáveis explicativas;  $\beta$  é um vetor ( $K \times 1$ ) de parâmetros a serem estimados; e  $\varepsilon_{it}$  é o erro idiossincrático.

É importante observar que há um número máximo de  $N$  unidades observadas e  $T$  períodos de tempo, o que corresponde a uma base de dados ( $N \times T$ ). Assim, se para cada  $N$  unidade observada houver o mesmo número  $T$  de observações de séries de tempo, chega-se a um painel equilibrado. No entanto, caso se depare com uma situação contrária, o painel é denominado de painel não equilibrado.

O modelo apresentado possibilita então duas especificações distintas, as quais são estimadas tendo-se em vista os pressupostos feitos no que concerne a uma possível correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas  $X_{it}$  (modelos de EFs e EAs).

A escolha entre efeitos fixos e efeitos aleatórios dependerá do pressuposto a respeito da correlação entre os termos de erro  $\varepsilon_{it}$  e as variáveis independentes  $X_{it}$ . Verificando-se que ambos não estão relacionados, deve-se utilizar o modelo de EAs e, caso contrário, empregar o de EFs. A fim de definir o melhor modelo a ser utilizado, podem-se utilizar alguns testes apontados na literatura, e seus resultados indicarão a escolha correta. Entre esses testes, destaca-se o teste de Hausman (1978).

Os modelos de EFs e EAs têm como uma de suas principais limitações o fato de não lidarem com possível endogenia das variáveis explicativas. Essa limitação é

superada por meio das estimações dos modelos dinâmicos com dados em painel desenvolvidas a partir das estimações GMM.

A estimação de dados em painel dinâmico por GMM está associada aos trabalhos de Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). A utilização de modelos dinâmicos de dados em painel pode ser justificada pelo fato de que diversas séries econômicas se relacionam entre si e com seus valores passados, sendo então relevante considerá-los nas estimativas. Assim, o modelo GMM em diferença, por exemplo, considera a variável dependente defasada – em *lags* – como sendo uma variável explicativa, diferentemente das estimativas em painel estático (EFs e EAs). Desse modo, o elemento dinâmico tem a vantagem de permitir o controle de uma possível existência de correlação entre os valores passados da variável dependente e os valores presentes das demais variáveis explicativas, o que permite eliminar um potencial viés dos estimadores associados com esse tipo de correlação.

Com isso, é possível escrever a especificação geral das regressões no modelo dinâmico da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (3)$$

$$E[\mu_i] = E[v_{it}] = E[\mu_i v_{it}] = 0 \quad (4)$$

Nessa equação,  $Y_{it}$  é a variável dependente;  $\alpha$  é um componente fixo que representa o efeito não observado;  $Y_{i,t-1}$  é a variável dependente defasada;  $X_{it}$  é um vetor ( $1 \times K$ ) contendo as variáveis explicativas;  $\beta$  é um vetor ( $K \times 1$ ) de parâmetros a serem estimados; e  $\varepsilon_{it}$  é o componente de erro do modelo, composto por dois elementos ortogonais: um componente aleatório idiossincrático  $v_{it}$  e efeitos individuais fixos constantes no tempo  $\mu_i$ .

Assim, constata-se que a variável dependente defasada deve relacionar-se positivamente com o efeito fixo inserido no termo de erro do modelo, o que gera um viés dinâmico do estimador. A endogeneidade desse elemento tenderá a produzir um coeficiente sobre-estimado, o que atribui a este um poder preditivo que na verdade compete aos efeitos individuais não observados. Uma forma alternativa para solucionar esse problema deve ser por meio de transformação dos dados, no intuito de eliminar o EF. Então, como sugere Arellano e Bond (1991), a equação (2) é transformada em primeira diferença:

$$Y_{it} - Y_{i,t-1} = \alpha(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2}) + (X_{it} - X_{i,t-1})\beta + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1} \quad (5)$$

$$\Delta Y_{it} = \alpha \Delta Y_{i,t-1} + \Delta X_{it}\beta + \Delta v_{it} \quad (6)$$

No entanto, até mesmo com a transformação realizada, é possível observar que a variável dependente defasada ainda apresenta um componente endógeno, haja vista que o elemento  $Y_{i,t-1}$  é, por definição, correlacionado com  $v_{i,t-1}$ . Além disso, deve-se ter em mente a existência de possível endogeneidade dos demais regressores do modelo, o que coloca a utilização de variáveis instrumentais como uma solução.

Arellano e Bond (1991) desenvolveram um estudo que consistia em utilizar os valores em *lags* de  $Y_{i,t-1}$  como instrumentos para  $\Delta Y_{i,t-1}$ , sob a hipótese de que não existe correlação serial em  $v_{it}$ . Assim, a partir do momento em que essa condição é satisfeita,  $Y_{i,t-2}$  é matematicamente correlacionado com  $\Delta Y_{i,t-1}$ ; no entanto, é não correlacionado com o erro em primeira diferença  $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{i,t-1}$ . Com isso, à medida que o painel avança no tempo, sucessivos *lags* podem ser incorporados, o que gera um conjunto de instrumentos válidos para cada período disponível. Isso também se aplica ao caso dos demais regressores considerados como potencialmente endógenos, vista a necessária exogeneidade dos *lags* utilizados como instrumentos no que concerne ao resíduo.

Ao contrário de Arellano e Bond (1991), a abordagem no trabalho de Blundell e Bond (1998) utiliza instrumentos em primeira diferença para a equação de regressão em nível. Assim, esse trabalho desenvolveu uma abordagem alternativa para o problema do viés dinâmico: em vez de transformar os dados, essa abordagem instrumentaliza  $Y_{i,t-1}$  e os demais regressores endógenos com variáveis supostamente ortogonais ao EF. De forma mais específica, o objetivo consiste em utilizar os sucessivos valores da primeira diferença como instrumentos para a variável em nível sob a hipótese de exogeneidade das diferenças com relação ao erro composto da equação (4).

Na tentativa de obter um estimador GMM de máxima eficiência e menor viés possível, Blundell e Bond (1998) buscaram conjugar as duas abordagens descritas anteriormente em apenas um arcabouço de estimação. Com isso, combinaram em um sistema a equação em primeira diferença (6) e a equação em nível (3), devidamente instrumentalizadas. O estimador resultante, identificado como *system* GMM, também será utilizado como estratégia empírica nesse trabalho.

Por fim, com o objetivo de assegurar a plausibilidade estatística das hipóteses de estimação do modelo GMM, dois testes serão aplicados: os testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem sugeridos por Arellano e Bond (1991) e o teste de restrições sobreidentificadoras de Sargan (1958).

Em resumo, para se estimarem os dados em painel, podem-se utilizar as seguintes técnicas de estimação, conforme descrito.

- 1) Modelo de mínimos quadrados ordinários (MQOs) para dados empilhados (*pooled data*). Simplesmente se empilham todas as observações e se estima uma regressão “grande”, desprezando a natureza de corte transversal e séries temporais dos dados.
- 2) Modelo de mínimos quadrados com variáveis *dummies* para efeitos fixos (MQVD). Combinam-se todas as observações, mas deixa-se que cada unidade de corte transversal (estados em nosso exemplo) tenha sua própria variável *dummy* (intercepto).
- 3) Modelo de efeitos fixos em um grupo (*fixed effects within-group model*). Combinam-se todas as observações, mas para cada UF expressa-se cada variável como um desvio de seu valor médio e, então, estima-se uma regressão de MQO contra esses valores corrigidos para a média.
- 4) Modelo de efeitos aleatórios (MEA). Ao contrário do modelo MQVD, em que se permitia que cada estado tivesse seu próprio valor de intercepto, pressupõe-se que os valores de intercepto sejam extraídos aleatoriamente de uma população bem maior de entes da Federação.
- 5) Modelo dinâmico. A estimação de dados em painel dinâmico pode ser realizada por meio do GMM, que tem como referência os trabalhos de Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). A justificativa para a utilização de modelos dinâmicos para dados em painel consiste no fato de que muitas séries econômicas se relacionam umas com as outras e com seus valores passados, sendo importante integrá-los às estimativas.

Assim, primeiramente, serão construídos modelos em painel considerando-se todos os entes da Federação e aplicando-se as metodologias de estimação em destaque. Posteriormente, os estados serão divididos em dois grupos (desenvolvidos e menos desenvolvidos), e serão construídos esses mesmos modelos em painel para cada grupo.

### 3.2 Especificação do modelo

Neste trabalho, busca analisar-se a correlação entre produto e gastos com investimento público em três painéis de regiões do Brasil, com base em dados de um período de 22 anos (1998-2019).

O primeiro painel consiste em uma análise para o Brasil como um todo, incluindo-se todos os 26 estados e o Distrito Federal, o que implica um painel com 594 observações. Por sua vez, o segundo painel inclui apenas os dezesseis estados do Norte e do Nordeste do país (352 observações); e o terceiro abrange os

onze estados do Sul, do Sudeste e do Centro-Oeste, inclusive o Distrito Federal (242 observações).

Além dos gastos de investimento público e do PIB, foram adicionadas outras variáveis exógenas, como a formação bruta de capital fixo (FBKF) e os gastos públicos (não produtivos) de consumo. O modelo também abrange a evolução demográfica, o que supostamente acrescenta mais poder explicativo aos seus resultados. Este último é, em certa medida, baseado nas obras de Reynolds (1985; 1994).

Assim, o modelo de dados em painel a ser estimado segue o seguinte formato:

$$Y_{it} = \alpha_1 \cdot GI_{it} + \alpha_2 \cdot GC_{it} + \alpha_3 \cdot FBKF_{it} + \alpha_4 \cdot \Delta Pop_{it} \quad (7)$$

Nessa equação,  $Y_{it}$  é o PIB para determinada UF em dado momento. As séries utilizadas foram obtidas com o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). A periodicidade é anual, sendo representada por um índice real de base fixa, que compreende o período 1998-2019, com um total de 594 observações quando consideramos todos os 26 estados mais o Distrito Federal. As séries foram organizadas a preços de 2019 pelo deflator implícito do PIB, também obtido com o Ipea.

Dessa forma,  $GI_{it}$  representa as despesas de investimento do governo – ou seja, a parte do orçamento público de estados e municípios que é dedicada à parcela das despesas de capital, que, de acordo com o art. 12 da Lei nº 4.320, de 17 de março de 1964, englobam

as dotações para o planejamento e a execução de obras, inclusive as destinadas à aquisição de imóveis considerados necessários à realização destas últimas, bem como para os programas especiais de trabalho, aquisição de instalações, equipamentos e material permanente, e constituição ou aumento do capital de empresas que não sejam de caráter comercial ou financeiro (Brasil, 1964, art. 12).

Assim, enquadram-se nessa conta as despesas com equipamentos e instalações, entre outras. Vale ressaltar que os dados estaduais e municipais foram agrupados nessa rubrica, gerando apenas uma informação por UF. Os dados têm periodicidade anual, sendo representados por um índice real de base fixa, compreendendo o período 1998-2019, com um total de 594 observações quando consideramos todos os 26 estados mais o Distrito Federal. As séries foram organizadas a preços de 2019 pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IGP-DI/IBGE).<sup>3</sup>

3. O IGP-DI/IBGE é um índice ponderado, composto pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC), Índice de Preços no Atacado (IPA) e Índice Nacional dos Custos da Construção Civil (INCC). Tal composição torna o índice mais apropriado para sua utilização como instrumento para deflacionar as despesas públicas, uma vez que índices ao consumidor, tais como o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), ambos do IBGE, têm como foco medir a inflação média de uma cesta de consumo de uma família.

Quanto a  $GC_{it}$ , representa a evolução anual das despesas de consumo público nas UFs em análise. A fonte de dados é o Ipea, e as informações englobam as despesas de custeio, tais como as que se destinam ao registro do total das despesas com pessoal, encargos, serviços de terceiros e outros custeios necessários à operação e à manutenção dos serviços públicos anteriormente criados e instalados, inclusive aquelas destinadas a obras de conservação, adaptação e manutenção do seu patrimônio. Novamente, é importante destacar que os dados estaduais e municipais foram agrupados nessa rubrica, gerando apenas uma informação por UF. A série possui periodicidade anual, sendo representada por um índice real de base fixa, que compreende o período 1998-2019, com um total de 594 observações quando consideramos todos os 26 estados mais o Distrito Federal. As séries foram organizadas a preços de 2019 pelo IGP-DI.

$FBKF_{it}$  é a formação bruta de capital fixo por UF e ano, que inclui investimentos públicos e privados. Os dados foram obtidos com o Banco Mundial para o país e foram distribuídos para cada estado da Federação neste trabalho, de acordo com o PIB da indústria dos estados. Estes dados foram extraídos do Ipea,<sup>4</sup> mas têm como fonte o IBGE. A periodicidade é anual, sendo representada por um índice real de base fixa, que compreende o período 1998-2019, com um total de 594 observações quando consideramos todos os 26 estados mais o Distrito Federal. As séries foram organizadas a preços de 2019 pelo IGP-DI.

Assim sendo,  $\Delta Pop_{it}$  representa a variação anual da população residente por país. A fonte de informação foi o IBGE. No entanto, vale a pena destacar que, apenas para 2007 e 2010, se obteve o dado da população de residentes no país. Para os demais anos, trata-se de estimativas para as populações residentes em nível municipal, calculadas com data de referência de 1º de julho de cada ano civil. Ao introduzir essa variável no modelo, pretende-se avaliar o impacto da influência demográfica no crescimento do PIB, especialmente por não se considerarem variáveis *per capita* neste trabalho. A escolha dessa variável também se baseia em elementos teóricos discutidos na literatura.<sup>5</sup> A periodicidade é anual, sendo representada por um índice de base fixa, que compreende o período 1998-2019, com um total de 594 observações, quando consideramos todos os 26 estados mais o Distrito Federal.

A tabela 4 mostra as participações médias do investimento público, consumo do governo e FBKF no PIB em nosso grupo de UFs mais desenvolvidas, enquanto a tabela 5 mostra esses números no caso do grupo menos desenvolvido.

4. Série: PIB Estadual – indústria – valor adicionado – preços básicos. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 15 set. 2020

5. Ver Reynolds (1985; 1994), entre outras referências.

TABELA 4

**FBKF: gasto público em investimento e consumo no grupo mais desenvolvido<sup>1</sup> (1998-2019)**  
(Em % do PIB)

	SP	RJ	MG	ES	RS	PR	SC	GO	MT	MS	DF	Média
Investimento público	1,6	1,6	2,1	3,5	1,3	1,7	1,8	1,9	2,4	2,7	0,8	1,9
Consumo público	9,0	9,8	14,1	13,2	14,5	11,3	11,2	14,4	14,9	15,7	7,1	12,3
FBKF	20,1	23,2	24,6	29,0	20,9	22,6	25,4	20,6	14,1	18,0	4,8	20,3

Fonte: Ipeadata, IBGE e Banco Mundial.

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Grupo mais desenvolvido (estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste).

TABELA 5

**FBKF: gasto público em investimento e consumo no grupo menos desenvolvido<sup>1</sup> (1998-2019)**  
(Em % do PIB)

	AL	BA	CE	PB	PE	RN	SE	AC	AP	AM	MA	PA	PI	RO	RR	TO	Média
Investimen- to público	2,9	2,4	4,0	2,8	2,7	2,9	2,4	7,93	4,1	3,3	3,7	2,6	4,4	3,2	6,2	5,4	3,8
Consumo público	21,5	17,0	18,2	22,4	19,7	21,4	22,7	32,2	24,4	14,8	20,9	15,5	25,4	17,9	22,3	25,3	21,4
FBKF	14,2	19,7	17,0	14,6	17,5	19,1	21,7	8,8	8,8	32,4	31,5	25,8	11,7	16,0	8,7	13,1	17,5

Fonte: Ipeadata, IBGE e Banco Mundial.

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Grupo menos desenvolvido (estados das regiões Norte e Nordeste).

A FBKF na região desenvolvida obtém proporções superiores em relação ao PIB (média de 20,3%) em comparação com as regiões menos avançadas (17,5%). No entanto, a relevância dos gastos em investimento e consumo governamental em proporção do PIB é maior na região menos desenvolvida do que no grupo desenvolvido (tabelas 4 e 5). Assim, ao contrário de Goumrhar e Oukhallou (2017), em que a participação do consumo do governo tem maior importância em termos percentuais do PIB no grupo mais desenvolvido, neste trabalho, ambas as despesas possuem participação maior no que concerne ao PIB no grupo menos desenvolvido. Uma das explicações, além do fato de que não se pode comparar e colocar no mesmo patamar de desenvolvimento o grupo desenvolvido do Brasil com o de Goumrhar e Oukhallou (2017), pode ser o aspecto de que neste trabalho não se consideram as despesas de custeio do governo federal.

#### 4 RESULTADOS

As estimações dos modelos de crescimento são apresentadas em três grupos (total, mais desenvolvidos e menos desenvolvidos).

## 4.1 Grupo total

### 4.1.1 Modelos *pooled*, efeito fixo e efeito aleatório

Os resultados descritos nesta subseção estão apresentados na tabela 6. Ao aplicar-se a metodologia de estimação com base nos modelos *pooled*, de EFs e de EAs, constata-se que, no grupo total das UFs, o coeficiente associado ao investimento público apresenta sinal positivo, mas não significativamente diferente de 0 para todos os modelos. Por sua vez, a exceção do modelo *between* para os coeficientes do FBKF e da população, todos os demais apresentam sinal significativamente diferente de 0, incluindo-se os gastos de custeio.

De acordo com os testes de Hausman (1978) e Breusch e Pagan (1980), o melhor modelo seria o de EA. Por sua vez, quando se comparam os resultados aqui obtidos com os do trabalho desenvolvido por Rocha e Giuberti (2007), que utiliza um modelo MQVD, observa-se que os coeficientes obtidos pelos referidos autores, tanto para os gastos correntes quanto para os de capital, não se mostraram significativamente diferentes de 0.

A média das elasticidades para as despesas públicas em custeio nas estimativas desses modelos foi de 0,25, o que demonstra a maior relevância dessa categoria de despesas no primeiro momento. Ademais, a elasticidade obtida pela FBKF foi de 0,24 e mostra-se estatisticamente diferente de 0 em quase todas as estimativas, o que pode estar indicando importância maior do investimento privado no crescimento econômico quando comparamos com o resultado obtido para o investimento público.

TABELA 6  
Resultados para o grupo com todas as UFs (1998-2019)

Variáveis explicativas	OLS_rob	MQVD	BE	FE	FE_rob	RE	RE_rob	IML
Investimento público	0,003	0,001	0,01	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
Gasto de custeio	0,23***	0,27***	0,12	0,27***	0,27***	0,27***	0,27***	0,27***
FBKF	0,26***	0,22***	0,30***	0,22***	0,22***	0,22***	0,22***	0,22***
População	0,30***	0,42***	0,11	0,42***	0,42***	0,41***	0,41***	0,41***
D_AL	-	-0,15***	-	-	-	-	-	-
D_AP	-	0,08***	-	-	-	-	-	-
D_AM	-	0,09***	-	-	-	-	-	-
D_BA	-	-0,01	-	-	-	-	-	-
D_CE	-	-0,07***	-	-	-	-	-	-
D_DF	-	-0,08***	-	-	-	-	-	-
D_ES	-	0,07***	-	-	-	-	-	-
D_GO	-	0,03	-	-	-	-	-	-

(Continua)

(Continuação)

Variáveis explicativas	OLS_rob	MQVD	BE	FE	FE_rob	RE	RE_rob	IML
D_MA	-	0,04	-	-	-	-	-	-
D_MT	-	-0,06**	-	-	-	-	-	-
D_MS	-	0,003	-	-	-	-	-	-
D_MG	-	0,0002	-	-	-	-	-	-
D_PA	-	-0,02	-	-	-	-	-	-
D_PB	-	-0,06***	-	-	-	-	-	-
D_PR	-	0,002	-	-	-	-	-	-
D_PE	-	-0,02	-	-	-	-	-	-
D_PI	-	-0,13***	-	-	-	-	-	-
D_RJ	-	0,09***	-	-	-	-	-	-
D_RN	-	-0,04*	-	-	-	-	-	-
D_RS	-	0,0004	-	-	-	-	-	-
D_RO	-	-0,05**	-	-	-	-	-	-
D_SC	-	-0,0057	-	-	-	-	-	-
D_SP	-	-0,17***	-	-	-	-	-	-
D_SE	-	0,03	-	-	-	-	-	-
D_TO	-	-0,15***	-	-	-	-	-	-
Constante	0,89*	0,38**	1,98**	0,36***	0,36	0,41***	0,41	0,40***
N	594	594	594	594	594	594	594	594
r2	0,84	0,92	0,62	0,91	0,91	-	-	-
r2_o	-	-	0,82	0,84	0,84	0,84	0,84	-
r2_b	-	-	0,62	0,54	0,54	0,54	0,54	-
r2_w	-	-	0,86	0,91	0,91	0,91	0,91	-
sigma_u	-	-	-	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
sigma_e	-	-	-	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
Rho	-	-	-	0,53	0,53	0,49	0,49	0,51
Teste de Hausman	-	-	-	7,51 (0,11)	--	-	--	-
Teste de Breusch e Pagan	-	-	-	-	-	1337,15 (0,00)	-	-

Fonte: Ipea. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: set. 2020.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Variável dependente: Ln PIB real.

2. OLS\_rob – MQOs com erros robustos; BE – *between*; FE – efeito fixo-*within*; FE – efeito fixo-*within* com erro robusto; RE – efeito aleatório; RE\_rob – efeito aleatório com erros robusto; e IML – máxima verossimilhança.

3. \* – rejeita-se a hipótese nula a 10% de significância; \*\* – rejeita-se a hipótese nula a 5% de significância; e \*\*\* – rejeita-se a hipótese nula a 1% de significância.

4. Teste de Hausman – para escolher entre efeito fixo e aleatório (H0 – utilizar EA).

5. Teste de Breusch e Pagan – teste para escolher entre EA e *pools* (H0 – utilizar *pools*).

#### 4.1.2 Modelos dinâmicos

Os resultados descritos nesta subseção estão apresentados na tabela 7. Ao aplicar-se a metodologia de estimação por GMM com modelos dinâmicos, observa-se que tanto o gasto de custeio quanto o investimento apresentam sinal positivo e estatisticamente diferente de 0 em quase todos os modelos.

A média das elasticidades para as despesas em investimento e custeio para os modelos dinâmicos foi de 0,01 e 0,07, respectivamente, o que demonstra substancial queda de magnitude nas elasticidades das despesas de custeio em relação ao grupo de modelos anteriores. Apesar da queda, as despesas de custeio continuam a ter maior impacto sobre o PIB do que as de investimento. Além disso, a elasticidade média obtida para a FBKC foi de 0,12. Dessa forma, não apenas se mostra significativamente diferente de 0, mas também apresenta queda no que concerne aos modelos anteriores. No entanto, seu valor médio revela valor acima da elasticidade obtida para o investimento público, o que também pode indicar importância maior do investimento privado para o crescimento econômico, quando comparamos com o investimento público.

O teste de Sargan (1958) para sobreidentificação rejeitou em apenas um modelo a validade dos instrumentos utilizados e somente no nível de 10% de significância. Ademais, o teste para autocorrelação de segunda ordem aceitou a hipótese nula, mostrando, dessa forma, algum indício de validade dos modelos.

No entanto, quando se estima um modelo dinâmico pelo GMM *two-step* com erro robusto, os coeficientes das despesas de investimento público não se mostram estatisticamente diferentes de 0. Por sua vez, as elasticidades obtidas para as despesas de custeio e a FBKC foram de 0,09 e 0,18, respectivamente, e mostram-se significativamente diferentes de 0, o que pode ser indício novamente de maior relevância ao investimento privado.

TABELA 7  
Estimador GMM: resultados para o grupo com todas as UFs (1998-2019)

Variáveis explicativas	GMM_DIF	GMM_DIF_rob	GMM_SYS	GMM_SYS_rob	GMM_SYS_Two Step_rob
Investimento público	0,01	0,02**	0,02***	0,02**	-0,01
Gasto de custeio	0,08***	0,06**	0,05***	0,05**	0,09**
FBKF	0,14***	0,12***	0,09***	0,09***	0,18***
População	-0,05	-0,05	0,05*	0,05	0,43**
LnPIB(-1)	0,51***	0,61***	0,68***	0,68***	0,37**
Constante	1,3***	1,05***	0,46***	0,5***	-0,26
N	540	540	567	567	567
Teste de Sargan (a)	451,40	-	422,54	-	-

(Continua)

(Continuação)

Variáveis explicativas	GMM_DIF	GMM_DIF_rob	GMM_SYS	GMM_SYS_rob	GMM_SYS_Two Step_rob
P rob	( 0,12 )	-	( 0,09 )	-	-
Teste de autocorrelação serial m1 (b)	-	-4,24 ***	-	-4,39***	-3,05***
Teste de autocorrelação serial m2 (b)	-	-0,78	-	-1,12	-1,22

Fonte: Ipea. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: set. 2020.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Variável dependente: Ln PIB real.

2. GMM DIF – método momentos generalizados com diferenças; GMM\_DIF\_ro – método momentos generalizados com erro robusto; GMM\_SYS – método momentos generalizados Sys; GMM\_SYS\_rob – método momentos generalizados Sys com erro robusto; e GMM\_SYS\_Two step\_rob – método momentos generalizado Sys com erro robusto e *two steps*.

3. Foram utilizadas variáveis *dummy* temporais para ajustar o modelo.

4. \* – rejeita-se a hipótese nula a 10% de significância; \*\* – rejeita-se a hipótese nula a 5% de significância; e \*\*\* – rejeita-se a hipótese nula a 1% de significância.

5. (a): H0 – instrumentos são válidos; e (b): H0 – não há problema de autocorrelação.

## 4.2 Grupo de entes mais desenvolvidos

### 4.2.1 Modelos *pooled*, efeito fixo e efeito aleatório

Os resultados descritos nesta subseção estão apresentados na tabela 8. Quando se analisa o grupo de entes mais desenvolvidos, constata-se que os resultados seguem padrão um pouco distinto do grupo total para os modelos *pooled*, de EFs e de EAs. À exceção do investimento público, todos os demais coeficientes apresentam sinais positivos e significativamente diferentes de 0 em quase todos os modelos, incluindo-se os gastos de custeio.

De acordo com os testes de Hausman (1978) e de Breusch e Pagan (1980), o melhor modelo seria o de EF. Tal resultado também difere do artigo de Rocha e Giuberti (2007), que utiliza um modelo MQVD, e obteve os coeficientes, tanto para os gastos correntes quanto para os de capital, significativamente diferentes de 0, apresentando, inclusive, coeficiente negativo para as despesas correntes.

A média das elasticidades para as despesas públicas em custeio nas estimativas desses modelos foi de 0,17, o que demonstra a maior relevância dessa categoria de despesas. Além disso, a elasticidade obtida pela formação bruta de capital fixo foi de 0,28; mostra-se significativamente diferente de 0 em quase todas as estimativas, o que parece indicar maior importância do investimento privado, ao comparar-se com o resultado obtido para o investimento público. Vale destacar que a média das elasticidades do FBKF está também acima da média encontrada para o grupo total.

Assim, o sinal da elasticidade do gasto público em investimento corrobora as evidências fornecidas por Hemming, Kell e Mahfouz (2002) e Goumrhar e Oukhallou (2017), que utilizam estimadores de modelos de EFs. Este pode encontrar explicação plausível no crescente nível de substituição entre investimento

público-privado em regiões mais desenvolvidas, o que gera um efeito *crowding-out*; disso decorre a influência insignificante sobre as despesas de investimento público nesse grupo mais desenvolvido. Esse resultado está diretamente ligado à segunda hipótese mencionada anteriormente, que afirma que quanto maior é a substituição, menor é o efeito multiplicador do investimento público.

TABELA 8  
Resultados para o grupo de estados mais desenvolvidos (1998-2019)

Variáveis explicativas	OLS_rob	MQVD	BE	FE	FE_rob	RE	RE_rob	IML
Investimento público	0,02	-0,01	0,05	-0,01	-0,01	-0,002	-0,002	-0,003
Gasto de custeio	0,12	0,21***	0,01	0,21***	0,21***	0,20***	0,20***	0,20***
FBKF	0,27***	0,26***	0,38**	0,26***	0,26***	0,26***	0,26***	0,26***
População	0,65***	0,47***	0,73*	0,47***	0,47**	0,51***	0,51***	0,49***
D_ES	-	0,13***	-	-	-	-	-	-
D_GO	-	0,1***	-	-	-	-	-	-
D_MT	-	0,02	-	-	-	-	-	-
D_MS	-	0,08***	-	-	-	-	-	-
D_MG	-	0,07***	-	-	-	-	-	-
D_PR	-	0,07***	-	-	-	-	-	-
D_RJ	-	0,16***	-	-	-	-	-	-
D_RS	-	0,06**	-	-	-	-	-	-
D_SC	-	0,06***	-	-	-	-	-	-
D_SP	-	-0,06***	-	-	-	-	-	-
Constante	-0,35	0,20	-0,88	0,26	0,26	0,12	0,12	0,17
N	242	242	242	242	242	242	242	242
r2	0,87	0,92	0,89	0,90	0,90	-	-	-
r2_o	-	-	0,84	0,85	0,85	0,86	0,86	-
r2_b	-	-	0,89	0,69	0,69	0,72	0,72	-
r2_w	-	-	0,83	0,90	0,90	0,90	0,90	-
sigma_u	-	-	-	0,06	0,06	0,04	0,04	0,05
sigma_e	-	-	-	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
rho	-	-	-	0,48	0,48	0,30	0,30	0,43
Teste Hausman	-	-	-	11,75 (0,02)	-	-	-	-
Teste Pagan	-	-	-	-	-	167,98 (0,00)	-	-

Fonte: Ipea. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: set. 2020.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Variável dependente: Ln PIB real.

2. OLS\_rob – mínimos quadrados ordinários com erros robustos; BE – *between*; FE – efeito fixo-*within*; FE efeito fixo-*within* com erro robusto; RE – efeito aleatório; RE\_rob – efeito aleatório com erros robustos; e IML – máximas-*similar*hança.

3. \* – rejeita-se a hipótese nula a 10% de significância; \*\* – rejeita-se a hipótese nula a 5% de significância; e \*\*\* – rejeita-se a hipótese nula a 1% de significância.

4. Teste de Hausman – para escolher entre efeito fixo e aleatório (H0 – utilizar EA).

5. Teste de Pagan – teste para escolher entre EA e *pools* (H0 – utilizar *pools*).

#### 4.2.2 Modelos dinâmicos

Os resultados descritos nesta subseção estão apresentados na tabela 9. Quando se aplica a metodologia de estimação por meio do GMM com modelos dinâmicos, observa-se que os gastos em custeio apresentam sinal positivo e estatisticamente diferente de 0 em todos os modelos.

A média das elasticidades das despesas de custeio para os modelos dinâmicos foi de 0,07, o que novamente demonstra queda de magnitude nas elasticidades em relação ao grupo de modelos anteriores quando se introduz a modelagem dinâmica. A elasticidade média obtida para a FBKC foi de 0,28 e mostra-se significativamente diferente de 0 em todas as estimativas, o que indica importância maior do investimento privado no crescimento econômico.

Tal fato permite deduzir que os gastos de custeio foram mais importantes que o investimento público para o crescimento econômico, assim como em Goumrhar e Oukhallou (2017). Além disso, é importante destacar que o coeficiente do FBKF apresenta magnitude bem superior ao do investimento público, o que indica que, no grupo mais desenvolvido, o investimento privado deve ser mais relevante para o crescimento econômico.

O teste de Sargan (1958) para sobreidentificação rejeitou a validade dos instrumentos utilizados no nível 10% de significância em apenas um modelo (GMM\_SYS). Ademais, o teste para autocorrelação de segunda ordem aceitou a hipótese nula, mostrando, dessa forma, indício de validade dos modelos.

Por sua vez, quando se estima um modelo dinâmico pelo GMM *two-step* com erro robusto, observa-se que o coeficiente das despesas de custeio se mostra estatisticamente diferente de 0, ou 0,13, assim como o coeficiente do FBKF, ou 0,82, o que indica que o investimento privado se revela mais relevante que as despesas públicas em custeio e investimento para o crescimento econômico nos estados mais desenvolvidos. Além disso, é importante destacar que a elasticidade do FBKF apresenta valor acima do obtido para todo o grupo de estados, o que mostra maior importância dessa variável para o grupo mais desenvolvido.

TABELA 9

**Estimador GMM: resultados para o grupo de estados mais desenvolvidos (1998-2019)**

Variáveis explicativas	GMM_DIF	GMM_DIF_rob	GMM_SYS	GMM_SYS_rob	GMM_SYS_Two Step_rob
Investimento público	0,01	0,01	0,02**	0,02**	-0,07
Gasto de custeio	0,10***	0,06***	0,03**	0,03**	0,13**
FBKF	0,16***	0,16***	0,13***	0,13**	0,82**
População	-0,03	-0,02	0,12**	0,12	-0,35
LnPIB(-1)	0,50***	0,53***	0,59***	0,59***	-0,56*

(Continua)

(Continuação)

Variáveis explicativas	GMM_DIF	GMM_DIF_rob	GMM_SYS	GMM_SYS_rob	GMM_SYS_Two Step_rob
LnPIB(-2)	-	-	-	-	-0,19
Constante	1,09***	1,13**	0,47**	0,47	5,36**
N	220	220	231	231	220
Teste de Sargan (a)	205,15	-	314,77	-	-
Prob	( 0,23 )	-	( 0,08 )	-	-
Teste de autocorrelação serial m1 (b)	-	-2,41**	-	-2,52**	-1,1
Teste de autocorrelação serial m2 (b)	-	-1,20	-	-1,28	0,05

Fonte: Ipea. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: set. 2020.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Variável dependente: Ln PIB real

2. GMM DIF – método momentos generalizados com diferenças; GMM\_DIF\_rob – método momentos generalizados com erro robusto; GMM\_SYS – método momentos generalizados Sys; GMM\_SYS\_rob – método momentos generalizados Sys com erro robusto; e GMM\_SYS\_Two step\_rob – método momentos generalizado Sys com erro robusto e *two steps*.
3. Foram utilizadas variáveis *dummy* temporais para ajustar o modelo.
4. \* – rejeita-se a hipótese nula a 10% de significância; \*\* – rejeita-se a hipótese nula a 5% de significância; e \*\*\* – rejeita-se a hipótese nula a 1% de significância.
5. (a): H0 – instrumentos são válidos; e (b): H0 – não há problema de autocorrelação.

### 4.3 Grupo de entes menos desenvolvidos

#### 4.3.1 Modelos *pooled*, de efeito fixo e de efeito aleatório

Os resultados descritos nesta subseção estão apresentados na tabela 10. O grupo dos menos desenvolvidos segue o mesmo padrão dos grupos anteriores para os modelos *pooled*, de EFs e de EAs. À exceção do investimento público, todos os demais coeficientes apresentam sinais estatisticamente diferentes de 0, incluindo-se os gastos em custeio.

De acordo com os testes de Hausman (1978) e Breusch e Pagan (1980), o melhor modelo seria o de EA. Ao analisar os estados menos desenvolvidos, o trabalho de Rocha e Giuberti (2007), que utiliza um modelo MQVD, observa que os coeficientes, tanto para os gastos correntes quanto para os de capital, não são significativamente diferentes de 0, o que difere em relação a este trabalho.

A média das elasticidades para as despesas públicas em custeio nas estimativas desses modelos foi de 0,35, respectivamente, o que demonstra a maior relevância da categoria de despesas de custeio, maior que a obtida no grupo mais desenvolvido, ou 0,17. Além disso, a formação bruta de capital fixo apresenta elasticidade média de 0,21, que se mostra significativamente diferente de 0 em todas as estimativas. No entanto, apesar de indicar importância maior para o investimento privado no crescimento econômico, quando comparamos com o resultado obtido para o investimento público, a despesa de custeio apresenta maior relevância para o

crescimento econômico. Por sua vez, ao se comparar com o grupo mais desenvolvido, percebe-se que a magnitude média da elasticidade da FBKF se apresenta menor no grupo menos desenvolvido.

Quanto aos gastos em custeio do governo, as elasticidades têm mais poder explicativo sobre o crescimento do PIB no painel dos entes menos desenvolvidos, com coeficiente significativo e de maior magnitude quando comparados com o grupo mais desenvolvido. Tal rubrica de despesa está fortemente associada ao gasto com pessoal e previdência pública, bem como a transferências para aumento da renda familiar. Essas transferências são conhecidas por apoiarem diretamente o poder de compra das famílias, melhorando assim o lado da demanda da economia.

Em Goumrhar e Oukhallou (2017), que utiliza estimadores com modelos de EFs, os resultados para os países em desenvolvimento apresentaram coeficientes para as despesas com investimento público estatisticamente diferentes de 0. Além disso, há os gastos em custeio, sendo a magnitude do investimento maior que a do custeio.

TABELA 10  
Resultados para o grupo de estados menos desenvolvidos (1998-2019)

Variáveis explicativas	OLS_rob	MQVD	BE	FE	FE_rob	RE	RE_rob	IML
Invest. Público	-0,02	0,00	-0,05	0,00	0,00	-0,002	-0,002	-0,001
Gasto de custeio	0,38***	0,32***	0,46*	0,32***	0,32***	0,32***	0,32***	0,32***
FBKF	0,23***	0,20***	0,23**	0,20***	0,20***	0,20***	0,20***	0,20***
População	0,07	0,36***	-0,15	0,36***	0,36**	0,33***	0,33**	0,33***
D_AL	-	-0,14***	-	-	-	-	-	-
D_AP	-	0,06***	-	-	-	-	-	-
D_AM	-	0,08***	-	-	-	-	-	-
D_BA	-	-0,01	-	-	-	-	-	-
D_CE	-	-0,07***	-	-	-	-	-	-
D_MA	-	0,04	-	-	-	-	-	-
D_PA	-	-0,03	-	-	-	-	-	-
D_PB	-	-0,06***	-	-	-	-	-	-
D_PE	-	-0,02	-	-	-	-	-	-
D_PI	-	-0,12***	-	-	-	-	-	-
D_RN	-	-0,03	-	-	-	-	-	-
D_RO	-	-0,05**	-	-	-	-	-	-
D_RR	-	0,05**	-	-	-	-	-	-
D_SE	-	0,03	-	-	-	-	-	-
D_TO	-	-0,14***	-	-	-	-	-	-
Constante	1,55***	0,57***	2,33**	0,54***	0,54	0,65***	0,65	0,64***

(Continua)

(Continuação)

Variáveis explicativas	OLS_rob	MQVD	BE	FE	FE_rob	RE	RE_rob	IML
N	352	352	352	352	352	352	352	352
r2	0,92	0,93	0,64	0,92	0,92	-	-	-
r2_o	-	-	0,85	0,85	0,85	0,85	0,85	-
r2_b	-	-	0,64	0,45	0,45	0,47	0,47	-
r2_w	-	-	0,89	0,92	0,92	0,92	0,92	-
sigma_u	-	-	-	0,07	0,07	0,06	0,06	0,07
sigma_e	-	-	-	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
rho	-	-	-	0,52	0,52	0,47	0,47	0,49
Teste Hausman	-	-	-	6,26 (0,18)	-	-	-	-
Teste B. Pagan	-	-	-	-	-	534,36 (0,00)	-	-

Fonte: Ipea. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: set. 2020.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Variável dependente: Ln PIB real.

2. OLS\_rob – mínimos quadrados ordinários com erros robustos; BE – *between*; FE – efeito fixo-*within*; FE efeito fixo-*within* com erro robusto; RE – efeito aleatório; RE\_rob – efeito aleatório com erros robusto; e IML – máxima verossimilhança.

3. \* – rejeita-se a hipótese nula a 10% de significância; \*\* – rejeita-se a hipótese nula a 5% de significância; e \*\*\* – rejeita-se a hipótese nula a 1% de significância.

4. Teste de Hausman – para escolher entre efeito fixo e aleatório (H0 – utilizar EA).

5. Teste de Pagan – teste para escolher entre EA e *pools* (H0 – utilizar *pools*).

#### 4.3.2 Modelos dinâmicos

Os resultados descritos nesta subseção estão apresentados na tabela 11. Quando se aplica a metodologia de estimação por meio do GMM com modelos dinâmicos, observa-se que o FBKF e o gasto de custeio apresentam sinal positivo e estatisticamente diferente de 0 em quase todas as estimativas. A média das elasticidades das despesas de custeio para os modelos dinâmicos foi de 0,09, apresentando queda de magnitude em relação ao grupo de modelos anteriores, ou 0,35. Por fim, a elasticidade média obtida para a formação bruta de capital fixo foi de 0,13, que se mostra significativamente diferente de 0, mas menor que a apresentada nos modelos anteriores, ou 0,21 e, no grupo mais desenvolvido, 0,28.

O teste de Sargan (1958) para sobreidentificação aceitou a validade dos instrumentos utilizados. O teste para autocorrelação de segunda ordem aceitou a hipótese nula, mostrando, dessa forma, indício de validade dos modelos.

Os resultados permitem deduzir então que as despesas de custeio se mostram mais relevantes que as de investimento para o crescimento econômico na região no período analisado. Um dos fatores que pode explicar o ocorrido é a característica discricionária das despesas de investimento, que podem ser contingenciadas no sistema de metas fiscais, ao contrário das de custeio, que apresentam vários itens obrigatórios de execução orçamentária e financeira por ordem legal.

No entanto, ainda de acordo com os modelos dinâmicos, o FBKF mostra um impacto um pouco maior no PIB. Isso pode ser interpretado como consequência da eficácia do investimento privado quando se trata de geração de crescimento econômico, pois é um significativo componente do FBKF. Também sugere, em certa medida, que gastos de investimento do governo podem não ser tão eficientes, visto que foram estatisticamente significantes em poucos modelos.

Por sua vez, quando se estima um modelo dinâmico pelo GMM *two-step* com erro robusto, observa-se que os coeficientes das despesas de custeio e do FBKF se mostram significativamente diferentes de 0, o que indica que as despesas de custeio, ao lado do investimento privado, são itens significativos para o crescimento econômico nos estados menos desenvolvidos. As elasticidades para as despesas de custeio e FBKF apresentam valores mais altos que as demais elasticidades calculadas, 0,14 e 0,21, respectivamente.

Em suma, os modelos dinâmicos parecem indicar que as despesas de custeio são mais eficazes em regiões menos desenvolvidas, tendo-se em vista a elasticidade média ser pouco maior na região em comparação com o painel dinâmico dos mais desenvolvidos. Por sua vez, em relação ao FBKF, vale destacar que, apesar de o impacto na evolução do PIB ser positivo e estatisticamente significativo, seu coeficiente está, em média, menor no grupo menos desenvolvido, quando comparamos com o grupo dinâmico mais desenvolvido.

TABELA 11  
Estimador GMM: resultados para o grupo de estados menos desenvolvidos (1998-2019)

Variáveis explicativas	GMM_DIF	GMM_DIF_rob	GMM_SYS	GMM_SYS_rob	GMM_SYS_Two Step_rob
Investimento público	0,01	0,002	0,02***	-0,02	-0,02
Gasto de custeio	0,05***	0,08	0,05***	0,12**	0,14*
FBKF	0,13***	0,10***	0,08***	0,11**	0,21***
População	-0,10	-0,03	-0,02	0,10	0,40**
LnPIB(-1)	0,56***	0,65***	0,73***	0,60***	0,39**
Constante	1,49***	0,88***	0,62***	0,45**	-0,59
N	320	320	336	336	336
Teste de Sargan (a)	236,53	-	360,12	-	-
Prob	(0,20)	-	(0,23)	-	-
Teste de autocorrelação serial m1 (b)	-	-3,36***	-	-3,2***	2,85***
Teste de autocorrelação serial m2 (b)	-	-1,42	-	-1,38	0,37

Fonte: Ipea. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: set. 2020.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Variável dependente: Ln PIB real.

2. GMM DIF – método momentos generalizados com diferenças; GMM\_DIF\_rob – método momentos generalizados com erro robusto; GMM\_SYS – método momentos generalizados Sys; GMM\_SYS\_rob – método momentos generalizados Sys com erro robusto; e GMM\_SYS\_Two step\_rob – método momentos generalizado Sys com erro robusto e *two steps*.

3. Foram utilizadas variáveis *dummy* temporais para ajustar o modelo.

4. \* – rejeita-se a hipótese nula a 10% de significância; \*\* – rejeita-se a hipótese nula a 5% de significância; e \*\*\* – rejeita-se a hipótese nula a 1% de significância.

5. (a): H0 – instrumentos são válidos; e (b): H0 – não há problema de autocorrelação.

## 5 CONCLUSÃO

Este estudo buscou realizar uma análise do efeito da alocação do gasto público sobre a taxa de crescimento das UFs ao avaliar as despesas em dois grupos: investimento e custeio. Para isso, buscou-se testar duas hipóteses, com base nos elementos de análise fornecido por Oukhallou (2016) e Goumrhar e Oukhallou (2017), e intentou-se avançar com relação à literatura que versa sobre o assunto; em especial, os artigos de Rocha e Giuberti (2007) e Goumrhar e Oukhallou (2017), ao aplicar-se, em dados de painel, um conjunto de modelos que englobam, além dos modelos *pooled*, de EFs e de EAs, as especificações dinâmicas com estimadores obtidos pelo GMM.

A primeira hipótese estipula que o investimento público provavelmente terá um efeito maior em regiões de menor renda média, em que a proporção do estoque de capital em relação ao PIB é geralmente a mais baixa. Nessa perspectiva, os retornos gerados por mais investimentos públicos – ou privados – são assumidos como positivos, mas diminuindo progressivamente, *ceteris paribus*. A segunda hipótese assume que quanto maior for a substituição do investimento público-privado, maior é o efeito *crowding-out*, que exerce influência negativa sobre a eficácia do investimento público.

Assim, este trabalho, apesar de não confirmar as hipóteses colocadas, constatou que o investimento público mostrou seu coeficiente significativamente diferente de 0, mas com pequena magnitude, em apenas poucos modelos dinâmicos, tanto para grupo desenvolvido quanto para em desenvolvimento. Por sua vez, o coeficiente em gastos de custeio apresentou valor diferente de 0 estatisticamente em quase todos os modelos, dinâmicos ou não, com magnitude superior aos encontrados para os investimentos públicos. Ademais, os coeficientes de custeio mostraram-se superiores no grupo menos desenvolvido quando comparados ao mesmo modelo no grupo desenvolvido em quase todos os casos, o que demonstra a maior importância desse tipo de despesa sobre o crescimento econômico para esses estados.

Um dos fatores que pode explicar o comportamento dos coeficientes do investimento público é a característica discricionária das despesas de investimento, que estão sujeitas ao contingenciamento no sistema de metas fiscais. Quanto às despesas de custeio, ocorre o contrário, pois estas apresentam vários itens obrigatórios de execução orçamentária e financeira por normativo legal.

Em relação ao FBKF, vale destacar que, apesar de o impacto na evolução do PIB ser positivo e estatisticamente significativo em todos os modelos, seu coeficiente está, em média, maior no grupo desenvolvido que no grupo menos desenvolvido.

Por fim, ao contrário do artigo de Rocha e Giuberti (2007), em que as despesas públicas se mostraram relevantes estatisticamente apenas na região mais desenvolvida, com o coeficiente das despesas correntes apresentando sinal negativo, este trabalho

conseguiu aferir importância ao gasto público – em especial, do custeio – nas regiões menos desenvolvidas. Por sua vez, há indícios de que o investimento privado é importante para ambos os grupos, mas principalmente para o mais desenvolvido.

## REFERÊNCIAS

- AFONSO, A.; JALLES, J. T. Fiscal composition and long-term growth. **Applied Economics**, v. 46, n. 3, p. 349-358, 2014.
- AKA, B. F. Relative effects of public and private investment on Cote D'ivoire's economic performance. **Applied Econometrics and International Development**, v. 7, n. 1, p. 151-158, 2007.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, abr. 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, jul. 1995.
- ASCHAUER, D. A. Is government spending productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, n. 2, p. 177-200, mar. 1989.
- ASCHAUER, D. A. Public capital and economic growth: issues of quantity, finance, and efficiency. **Economic Development and Cultural Change**, v. 48, n. 2, p. 391-406, jan. 2000.
- BARRO, R. J. Government spending in a simple model of endogenous growth. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 103-125, out. 1990.
- BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, maio 1991.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- BOUGHZALA, M. *et al.* **Dépenses publiques, croissance et pauvreté régionales en Tunisie: une microsimulation séquentielle**. Nairóbi: PEP, maio 2007.
- BRASIL. Lei nº 4.320, de 17 de março de 1964. Estatui normas gerais de direito financeiro para elaboração e controle dos orçamentos e balanços da União, dos estados, dos municípios e do Distrito Federal. **Diário Oficial da União**, 23 mar. 1964. Disponível em: <https://legislacao.presidencia.gov.br/atos/?tipo=LEI&numero=4320&ano=1964&ato=221c3Zq5UNVRVT2b4>.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The Review of Economic Studies**, v. 47, n. 1, p. 239-253, 1980.

CALDERÓN, C. A.; SERVÉN, L. **The effects of infrastructure development on growth and income distribution**. Santiago: Banco Central de Chile, set. 2004. (Working Paper, n. 270).

CÂNDIDO JÚNIOR, J. O. Os gastos públicos no Brasil são produtivos? **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 23, 2001.

CANNING, D.; BENNATHAN, E. **The social rate of return on infrastructure investments**. Washington: World Bank, jul. 2000. (Policy Research Working Paper, n. 2390).

DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H.-F. The composition of public expenditure and economic growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 37, n. 2-3, p. 313-344, abr. 1996.

DIVINO, J. A.; SILVA JUNIOR, R. L. S. da. Composição dos gastos públicos e crescimento econômico dos municípios brasileiros. **Revista Economia**, v. 13, n. 3, p. 507-528, set./dez. 2012.

GOUMRHAR, H.; OUKHALLOU, Y. Public investment and GDP growth in developing and advanced countries: a panel data analysis. **Journal of Economics Bibliography**, v. 4, n. 1, p. 77-86, mar. 2017.

HASNUL, A. G. **The effects of government expenditure on economic growth: the case of Malaysia**. Munique: MPRA, 28 dez. 2015. (MPRA Paper, n. 71254).

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, nov. 1978.

HEMMING, R.; KELL, M.; MAHFOUZ, S. **The effectiveness of fiscal policy in stimulating economic activity: a review of the literature**. Washington: IMF, dez. 2002. (Working Paper, n. 2002/208).

HERRERA, S.; BLANCO, F. **The quality of fiscal adjustment and the long run growth impact of fiscal policy in Brazil**. [s.l.]: Latin American and the Caribbean Region, Department, 2004. v. 5.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, dez. 2014.

ISMIHAN, M.; METIN-OZCAN, K.; TANSEL, A. **Macroeconomic instability, capital accumulation and growth: the case of Turkey 1963-1999**. Ankara: Bilkent University, 2002. (Working Paper, n. 02-05).

- KAMPS, C. The dynamic effects of public capital: VAR evidence for 22 OECD countries. **International Tax and Public Finance**, v. 12, n. 4, p. 533-558, ago. 2005.
- MARQUES, L. D. *et al.* **Modelos dinâmicos com dados em painel**: revisão de literatura. Porto: Centro de estudos Macroeconômicos e Previsão/Faculdade de Economia do Porto, out. 2000. v. 30, p. 37.
- MILBOURNE, R.; OTTO, G.; VOSS, G. Public investment and economic growth. **Applied Economics**, v. 35, n. 5, p. 527-540, 2003.
- MITTNIK, S.; NEUMANN, T. Dynamic effects of public investment: vector autoregressive evidence from six industrialized countries. **Empirical Economics**, v. 26, n. 2, p. 429-446, 2001.
- MUSGRAVE, R. A.; MUSGRAVE, P. B. **Public finance in theory and practice**. Nova York: McGraw-Hill, 1984.
- NEDUZIAK, L. C. R.; CORREIA, F. M. Alocação dos gastos públicos e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 51, n. 4, p. 616-632, jul./ago. 2017.
- OGUNLEYE, E. O.; OLORUNFEMI, S. Public expenditure and economic in Nigeria: a cointegration analysis. **Journal of Economic and Social Studies**, v. 5, p. 1596-4256, 2006.
- OUKHALLOU, Y. **Analyzing economic growth**: what role for public investment? Munique: MPRA, 15 fev. 2016. (MPRA Paper, n. 69772).
- PEROTTI, R. **Public investment**: another (different) look. Milão: Icier, dez. 2004. (Working Paper, n. 277).
- PIRES, M.; BORGES, B. A despesa primária do governo central: estimativas e determinantes no período 1986-2016. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 49, n. 2, p. 209-234, abr./jun. 2019.
- REYNOLDS, L. G. **Economic growth in the third world, 1850-1980**. New Haven: Yale University Press, 1985.
- REYNOLDS, L. G. Government and economic growth. *In*: MEIER, G. M. (Ed.). **From classical economics to development economics**. Londres: Palgrave Macmillan, 1994. p. 226-241.
- ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 11, n. 4, p. 463-485, out./dez. 2007.

RODRIGUES, R. V.; TEIXEIRA, E. C. Gasto público e crescimento econômico no Brasil: uma análise comparativa dos gastos das esferas de governo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 64, n. 4, p. 423-438, out./dez. 2010.

SARGAN, J. D. A estimativa de relações econômicas usando variáveis instrumentais. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 393-415, 1958.

SILVA, S. S. da; TRICHES, D. Uma nota sobre efeitos de gastos públicos federais sobre o crescimento da economia brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 4, p. 547-559, out./dez. 2014.

SOUSA, S. V. de. **O gasto do governo é produtivo?** Uma análise *cross section*. 2014. 54 f. Tese (doutorado) – Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas, Universidade de Brasília, Brasília, 2014.

SOUSA, A. M. de; ROSA, F. S. da; RIBEIRO, A. M. Influência dos gastos públicos no crescimento e desenvolvimento econômico: uma análise em municípios de Santa Catarina. **GCG: revista de globalización, competitividad y gobernabilidad**, v. 14, n. 1, p. 62-77, jan./abr. 2020.

STURM, J.-E. **Public capital expenditure in OECD countries:** the causes and impact of the decline in public spending. Londres: Edward Elgar Publishing, 1998.

SUMMERS, R.; HESTON, A. A new set of international comparisons of real product and price levels estimates for 130 countries, 1950-1985. **Review of Income and Wealth**, v. 34, n. 1, p. 1-25, 1988.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, Estados Unidos: MIT Press, 2001.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria:** uma abordagem moderna. 1. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

