

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL

HELENA RODRIGUES FERNANDES DE MORAIS

**DESPESAS PÚBLICAS, CRESCIMENTO E DESIGUALDADE:**

**Uma Análise Empírica dos Governos Subnacionais Brasileiros**

Belo Horizonte

2021

Helena Rodrigues Fernandes de Moraes

DESPESAS PÚBLICAS, CRESCIMENTO E DESIGUALDADE:

Uma Análise Empírica dos Governos Subnacionais Brasileiros

Dissertação de Mestrado apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Rafael Saulo Marques Ribeiro

Coorientadora: Profa. Dra. Débora Freire Cardoso

Belo Horizonte

2021

Ficha Catalográfica

M828d  
2021

Morais, Helena Rodrigues Fernandes de.  
Despesas públicas, crescimento e desigualdade [manuscrito] :  
uma análise empírica dos governos subnacionais brasileiros / Helena  
Rodrigues Fernandes de Moraes – 2021.  
105 f.: il. e tábs.

Orientador: Rafael Saulo Marques Ribeiro.  
Coorientadora: Débora Freire Cardoso.  
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais,  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.  
Inclui bibliografia (f. 91-101) e apêndices.

1. Renda – Distribuição – Teses. 2. Desenvolvimento econômico –  
Teses. 3. Investimentos públicos – Teses. I. Ribeiro, Rafael Saulo  
Marques. II. Cardoso, Débora Freire. III. Universidade Federal de Minas  
Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. IV. Título.

CDD: 330

Elaborado por Leonardo Vasconcelos Renault CRB-6/2211  
Biblioteca da FACE/UFMG – LVR/049/2021



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

## **FOLHA DE APROVAÇÃO**

**HELENA RODRIGUES FERNANDES DE MORAIS**

TÍTULO DO TRABALHO:

**“DESPESAS PÚBLICAS, CRESCIMENTO E DESIGUALDADE: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DOS GOVERNOS SUBNACIONAIS BRASILEIROS”**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia,  
da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas  
Gerais, para obtenção do título de Mestre em Economia.

**APROVADA EM 23 DE FEVEREIRO DE 2021.**

### **BANCA EXAMINADORA:**

Prof. Rafael Saulo Marques Ribeiro (Orientador) (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Prof<sup>a</sup>. Débora Freire Cardoso (Coorientadora) (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Prof. Fabrício José Missio (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Prof<sup>a</sup>. Aline Cristina da Cruz (DCECO/UFSJ)

Belo Horizonte, 23 de fevereiro de 2021.

Prof. Gilberto de Assis Libânio  
(Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Economia)



Documento assinado eletronicamente por **Rafael Saulo Marques Ribeiro, Professor do Magistério Superior**, em 23/02/2021, às 17:34, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).

---



Documento assinado eletronicamente por **Fabricio Jose Missio, Professor do Magistério Superior**, em 23/02/2021, às 19:47, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).

---



Documento assinado eletronicamente por **Debora Freire Cardoso, Professora do Magistério Superior**, em 24/02/2021, às 17:59, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).

---



Documento assinado eletronicamente por **ALINE CRISTINA DA CRUZ, Usuário Externo**, em 01/03/2021, às 13:04, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).

---



Documento assinado eletronicamente por **Gilberto de Assis Libanio, Coordenador(a) de curso de pós-graduação**, em 02/03/2021, às 20:34, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).

---



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site [https://sei.ufmg.br/sei/controlador\\_externo.php?acao=documento\\_conferir&id\\_orgao\\_acesso\\_externo=0](https://sei.ufmg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0), informando o código verificador **0579445** e o código CRC **A4A25325**.

---

## AGRADECIMENTOS

A finalização desta dissertação não seria possível sem uma grande rede de apoio que me cerca. Agradeço à minha mãe (e fã número um), Eleonora, e ao meu pai, Maurício, pelo apoio emocional e material para que eu chegasse até aqui. Devo a vocês todas as minhas conquistas.

Aos meus orientadores, Professor Rafael Ribeiro e Professora Débora Freire, sou grata por toda a ajuda, que não se restringiu às correções técnicas deste trabalho. Muitas vezes o estímulo e a confiança depositada em mim foram meus grandes motores. Obrigada por todas as conversas e e-mails que me motivaram a seguir em frente.

Sou grata também ao CNPq pela bolsa de mestrado com a qual pude contar por dois anos. Em tempos difíceis como estes que vivemos, financiar e produzir conhecimento é um ato de resistência.

Agradeço a todos da incrível comunidade do Cedeplar (UFMG) que de alguma maneira participaram dessa caminhada. Em particular, àquelas que estiveram ao meu lado todos os dias, do início ao fim, nos momentos de estudo, de muitas risadas e de algumas lágrimas: Ana Bottega, Ana Tereza Libânio, Julia Dias, Stephanie Sousa e Tainá Portela. Não consigo imaginar como seriam esses anos sem vocês ao meu lado.

Ao meu namorado e grande companheiro, André Felipe, sou extremamente grata. Contar com sua calma de sempre, paciência nos meus dias mais difíceis e confiança no meu sucesso foi essencial para enfrentar cada desafio.

Sou grata aos meus companheiros de república pela convivência ao longo desses anos. Apreendi muito morando aqui e ainda me diverti bastante com nossas festas, churrascos e, claro, nossos sábados de quarentena vendo os mesmos cliques toda semana.

Aos amigos do Rio, que não estiveram fisicamente próximos nessa fase, mas sempre se fizeram presentes: obrigada pela compreensão nas minhas ausências e por sempre me incentivarem a seguir meu caminho, ainda que isso signifique estar um pouco distante. Especialmente, agradeço a Isabela Vitelli, Gabriela von Kap-herr, Deborah Alvarez e Fabiana Souza, irmãs que eu reconheci ao longo da vida. Agradeço ainda a Rafael Schechtman, por todo o incentivo que tem me dado ao longo da minha vida acadêmica, me enviando diversos materiais e demonstrando sua fé no meu potencial.

Agradeço, acima de tudo, a Deus, por ter colocado cada uma dessas pessoas no meu caminho e por me abençoar todos os dias com Sua presença.

*“Todos nascemos filhos de mil pais e de mais mil mães, e a solidão é sobretudo a incapacidade de ver qualquer pessoa como nos pertencendo, para que nos pertença de verdade e se gere um cuidado mútuo. Como se os nossos mil pais e mais as nossas mil mães coincidissem em parte, como se fôssemos por aí irmãos, irmãos uns dos outros. Somos o resultado de tanta gente, de tanta história, tão grandes sonhos que vão passando de pessoa a pessoa, que nunca estaremos sós.”*

*Valter Hugo Mãe*

## RESUMO

O Brasil é um país que adota o federalismo fiscal, caracterizado pela descentralização das receitas públicas e das responsabilidades de provimento de serviços entre os três níveis de governo. Com isso, a coordenação de políticas torna-se estratégica para o desenvolvimento nacional e, particularmente, para os objetivos de obtenção de níveis mais elevados de renda e de redução da desigualdade. O objetivo deste trabalho é contribuir para a compreensão de como as políticas de gastos dos estados e municípios brasileiros atuam sobre os resultados econômicos. Para isso, foram estimados, primeiramente, os multiplicadores fiscais municipais de curto e de longo prazos, considerando-se cinco das funções desempenhadas pelo poder público (educação, saúde, assistência social, previdência e saneamento), utilizando o método GMM-System. Os dados compõem um painel dinâmico abrangendo 5.541 municípios do Brasil, entre os anos 2011 e 2016. Foram analisadas ainda as relações dinâmicas existentes entre os gastos públicos estaduais, a desigualdade de renda e o PIB dos estados, por meio de quatro estimações: a primeira abrangendo as três variáveis simultaneamente e as demais analisando as variáveis duas a duas. Nestas estimações utilizou-se o modelo de Vetores Autorregressivos em Painel com dados das 27 Unidades Federativas no período 2002 a 2015. Os testes de causalidade de Granger e as Funções de Resposta ao Impulso também são apresentados. Os resultados apontam que os gastos municipais com educação e assistência social apresentam efeitos multiplicadores positivos e significativos, sendo consideravelmente maiores no longo prazo (apresentam efeito cumulativo no tempo). Além disso, é encontrada evidência de que o PIB dos estados brasileiros é negativamente afetado pela desigualdade de renda e positivamente afetado pelas despesas do governo. Acerca dos métodos utilizados, há evidência de que os métodos de estimação escolhidos são mais adequados, em relação a outras abordagens, por permitirem análises dinâmicas dos dados e abordarem adequadamente as questões de endogeneidade.

Palavras-chave: Multiplicadores fiscais, gastos públicos, crescimento econômico, desigualdade de renda, GMM, GMM-System, PVAR, causalidade de Granger.



## ABSTRACT

Brazil is a country that adopts fiscal federalism, characterized by the decentralization of public revenues and responsibilities for the provision of services between the three levels of government. As a result, policy coordination becomes strategic for national development and, particularly, for the objectives of obtaining higher levels of income and reducing inequality.

The aim of this study is to contribute to the understanding of how the spending policies of Brazilian states and municipalities contribute to the economic results. For this purpose, I estimated municipal short-term and long-term fiscal multipliers, considering five functions of the government (education, health, social protection, social security and sanitation), using the GMM-System method. The data constitute a dynamic panel covering 5,541 municipalities in Brazil, between the years 2011 and 2016. I also analyzed the dynamic relationships existing between state public spending, income inequality and the GDP of the states, using four different estimates: the first covering the three variables simultaneously and the others investigating the variables two by two. In these estimations, I used the Panel Vectors Auto-regression model with data from the 27 Federative Units from 2002 to 2015. Granger causality tests and the Impulse Response Functions were also computed. The results show that municipal expenditure on education and social protection have positive and significant multiplier effects, being considerably higher in the long run (i.e., there is a cumulative effect over time). The other expenses did not present significant multiplier effects. Besides, in the second analysis, I found evidence that the GDP of Brazilian states is negatively affected by income inequality and positively affected by government expenditure. Regarding the methods used, the chosen estimation methods are more appropriate, compared to other approaches, as they consider endogeneity issues and allow dynamic analysis of the data.

Keywords: Fiscal multipliers, public expenditure, economic growth, income inequality, GMM, GMM-System, PVAR, Granger causality test.

## LISTA DE FIGURAS

<b>Figura 1.</b> Índice de Gini e Rendas monetárias original, inicial, disponível e final, 2002-2003 e 2008-2009.....	14
<b>Figura 2.</b> Distribuição média dos gastos municipais no período 2011-2016 .....	40
<b>Figura 3.</b> Índice de Gini do Brasil, 2001 a 2018 (com exceção de 2010) .....	70
<b>Figura 4.</b> Evolução do índice de Gini por região, de 2002 a 2015 .....	71
<b>Figura 5.</b> Índice de Gini médio no período 2002 a 2015, por Unidade da Federação.....	71
<b>Figura 6.</b> Evolução do PIB das regiões do Brasil, entre 2002 e 2015 (em log) .....	72
<b>Figura 7.</b> Função de Resposta ao Impulso: Gini, Despesas do governo e PIB.....	80
<b>Figura 8.</b> Função de Resposta ao Impulso: Despesas do governo e PIB.....	82

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1.</b> Quantidade de municípios por faixa populacional com receitas próprias inferiores ao limiar de 10% da receita total em pelo menos um dos anos (2015-2019).....	46
<b>Tabela 2.</b> Resultados: Gasto com Educação .....	48
<b>Tabela 3.</b> Efeito de longo prazo do gasto com educação sobre o PIB.....	49
<b>Tabela 4.</b> Resultados: Gasto com Assistência Social .....	51
<b>Tabela 5.</b> Efeito de longo prazo do gasto com assistência social sobre o PIB .....	52
<b>Tabela 6.</b> Resultados: Gastos com Saúde .....	53
<b>Tabela 7.</b> Efeito de longo prazo do gasto com saúde sobre o PIB.....	54
<b>Tabela 8.</b> Resultados: Gasto com Previdência Social.....	54
<b>Tabela 9.</b> Efeito de longo prazo do gasto com previdência social sobre o PIB.....	56
<b>Tabela 10.</b> Resultados: Gasto com Saneamento Básico .....	56
<b>Tabela 11.</b> Efeito de longo prazo do gasto com saneamento sobre o PIB.....	57
<b>Tabela 12.</b> Matriz de Correlação - Gini, PIB e Despesas (2002 a 2015).....	72
<b>Tabela 13.</b> Teste Harris-Tzavalis de raiz unitária .....	76
<b>Tabela 14.</b> Condição de estabilidade (autovalores) .....	77
<b>Tabela 15.</b> Resultado PVAR I: PIB, Despesas e Gini .....	78
<b>Tabela 16.</b> Teste de Causalidade de Granger, p-valor – modelo I.....	79
<b>Tabela 17.</b> Resultado PVAR II: Despesa e PIB.....	81
<b>Tabela 18.</b> Causalidade de Granger, p-valor - modelo II .....	81
<b>Tabela 19.</b> Resultado PVAR III: Gini e Despesas .....	83
<b>Tabela 20.</b> Causalidade de Granger, p-valor - modelo III .....	84
<b>Tabela 21.</b> Resultado PVAR IV: Gini e PIB .....	84
<b>Tabela 22.</b> Causalidade de Granger, p-valor - modelo IV.....	85

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	11
1 Multiplicadores Fiscais Subnacionais: Uma Análise Empírica Dos Municípios Brasileiros no período 2011 a 2016 .....	16
1.1 INTRODUÇÃO.....	16
1.2 REVISÃO DE LITERATURA .....	23
1.2.1 Gastos Do Governo e Crescimento Econômico .....	23
1.2.2 A Estimação de Multiplicadores Fiscais .....	31
1.3 DADOS E METODOLOGIA .....	38
1.3.1 Base de Dados .....	38
1.3.2 Metodologia.....	41
1.4 RESULTADOS .....	47
1.4.1 Gastos Municipais com Educação.....	47
1.4.2 Gastos Municipais com Assistência Social .....	50
1.4.3 Gastos Municipais com Saúde.....	52
1.4.4 Gastos Municipais com Previdência Social.....	54
1.4.5 Gastos Municipais com Saneamento Básico .....	56
1.5 CONCLUSÃO.....	58
2 Estimação das Relações Dinâmicas Entre Desigualdade, PIB e Gasto Público Estadual no Brasil (2002-2015).....	59
2.1 INTRODUÇÃO.....	59
2.2 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA.....	63
2.2.1 Desigualdade e crescimento .....	63
2.2.2 Gastos públicos e crescimento.....	66
2.2.3 Gastos públicos e desigualdade .....	67
2.3 DADOS E METODOLOGIA .....	68
2.3.1 Base de Dados .....	68

2.3.2	O modelo de Vetores Autorregressivos em Painel.....	73
2.3.3	A estimação das relações entre desigualdade, despesas públicas e PIB dos Estados brasileiros.....	76
2.4	RESULTADOS .....	78
2.5	CONCLUSÃO.....	85
	CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	87
	REFERÊNCIAS .....	91
	APÊNDICE A.....	102
	APÊNDICE B.....	104

## INTRODUÇÃO

Os fundamentos teóricos da descentralização fiscal se baseiam, de acordo com Ter-Minassian (1997), em fatores políticos, sociais, culturais e econômicos, sendo a eficiência na alocação de gastos uma das finalidades mais importantes desse processo. O Brasil é um dos maiores países do mundo em extensão de território e apresenta profundas heterogeneidades regionais em termos de renda, densidade populacional e urbanização, o que faz com que as demandas pela ação do poder público sejam heterogêneas (MENDES, 2005). Devido a essas características, o Governo central tem dificuldade de identificar e sanar problemas locais e, portanto, a repartição federativa de competências entre os governos federal, estadual e municipal é uma estratégia para elevar a eficiência da atuação do poder público.

Com a adoção do federalismo, a coordenação federativa de políticas torna-se estratégica para o desenvolvimento do país (IPEA, 2010; TER-MINASSIAN, 1997). Uma mudança na magnitude ou composição de gastos dos Estados, por exemplo, pode afetar a demanda agregada local e impactar os objetivos de desenvolvimento do país como um todo, como ocorreu no Brasil em 2009. Naquele ano, o Governo Federal brasileiro elevou seu déficit com medidas de estímulo fiscal, enquanto os governos subnacionais reduziram suas despesas, reduzindo o efeito expansivo líquido sobre a economia (FARDOUST e RAVISHANKAR, 2013).

O Brasil é um país que, por suas peculiaridades (heterogeneidade regional, população vulnerável numerosa, elevada concentração de renda, instituições pouco consolidadas), torna-se um interessante caso de estudo a respeito da temática de federalismo fiscal, em especial devido à sua história econômica recente. O crescimento do país é conhecido por seu padrão de alternância entre anos de bom crescimento com anos de desaceleração (PAULA e PIRES, 2017). Ao longo da primeira década do século XXI, o país apresentou diversos anos de crescimento consistente e forte redução da desigualdade de renda; já a partir de 2011, houve desaceleração do crescimento, com o aprofundamento do problema a partir de 2014, acompanhado de piora nos indicadores fiscais. Também a partir deste ano houve reversão da tendência de redução da desigualdade de renda no país. O papel da economia internacional e das estratégias adotadas pelo Governo Federal sobre esses eventos é amplamente discutido na literatura econômica. Porém, pouco se explorou, até o presente momento, de que maneira os governos subnacionais, que, pelo sistema federalista, têm importante papel no atendimento às demandas por bens e serviços públicos, se inserem nesse cenário.

Em um país que adota tal autonomia dos entes federativos, é papel do Governo central guiar os governos subnacionais na execução de suas funções e realizar transferências de recursos, visando preservar a coesão social e a economia como um todo. Tendo em vista que a capacidade fiscal e administrativa varia imensamente entre governos locais brasileiros (MENDES, 2005), o Governo Federal precisa atuar para reduzir inequidades entre estados e municípios com diferentes capacidades arrecadatórias, além de controlar a qualidade do serviço oferecido pelas autoridades locais (TER-MINASSIAN, 1997).

Os municípios brasileiros, em sua maioria, têm dificuldades em cumprir suas atribuições constitucionais de políticas sociais e urbanas, pois apresentam baixo poder de arrecadação de tributos e são altamente dependentes das transferências intergovernamentais, especialmente os municípios menores (FERNANDES e WILSON, 2013; MENDES, 2005). Os Municípios mais populosos (a partir de 5 milhões de habitantes) apresentaram em 2009, em média, 31,38% de participação da arrecadação de tributos sobre sua receita total (FERNANDES e WILSON, 2013). No entanto, considerando que mais de 90% das cidades brasileiras possuem até 200 mil habitantes, a receita tributária da grande maioria das prefeituras chega a no máximo 9% da receita disponível. Esses valores são demasiadamente baixos, mesmo quando comparados a outros países que também possuem descentralização política em três esferas de governo, como Canadá, EUA, Austrália e até outros países em desenvolvimento, como México e África do Sul (FERNANDES e WILSON, 2013).

Essas transferências intergovernamentais são em parte vinculadas (ou condicionadas), o que significa que o recurso recebido só pode ser destinado a uma finalidade previamente determinada (CONTI, 2001), como aquelas do Sistema Único de Saúde (SUS) e do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (FUNDEB). As áreas de saúde e educação são as áreas que mais recebem recursos de fontes condicionadas, o que está relacionado com a dificuldade de cumprimento adequado de algumas das demais funções dos governos locais.

Os gastos com saúde e educação representaram em conjunto, em média no período 2011 a 2016, mais de 50% dos gastos dos municípios brasileiros e quase 27% dos gastos estaduais. Já a função de saneamento, uma área que necessita de investimentos, uma vez que em 2018 mais de 46% da população brasileira não tinha acesso à coleta de esgoto (SNIS, 2020), recebeu, em média, apenas 3% dos recursos municipais. No caso dos estados, o gasto destinado para saneamento não chegou a 1% do total das despesas. Quando se analisa os gastos em termos de

categorias econômicas (gastos correntes ou de investimentos), os estados brasileiros investiram, em média, no ano de 2015, 8,9% dos seus gastos totais. O governo que mais aplicou em despesas de capital foi o do Rio de Janeiro, 15,38%, e o que menos investiu, relativamente a seus gastos totais, foi o Distrito Federal, 3,32%. É importante notar que a participação das despesas de capital dos estados brasileiros apresentou redução de 33,49%, em média, entre 2013 e 2015. Neste período, a única Unidade Federativa que apresentou aumento dos investimentos em relação aos gastos totais foi o Rio de Janeiro. Entre 2016 e 2018, a participação dos investimentos se elevou em vários estados, havendo, em média, crescimento de 1,62%.

Vale ressaltar, ainda, que as transferências são, em sua maioria, do modelo de compartilhamento de receitas, e, portanto, apresentam perfil pró-cíclico, sendo somente 3% de todas as transferências intergovernamentais discricionárias (FARDOUST e RAVISHANKAR, 2013). Considerando que os estados e municípios brasileiros não possuem autonomia de emissão monetária e enfrentam limitações legais ao endividamento, dada a Lei de Responsabilidade Fiscal, a política fiscal se destaca como importante ferramenta para a obtenção de resultados econômicos e sociais desejáveis.

A obtenção de maior taxa de crescimento do produto e a redução das desigualdades sociais se destacam como importantes objetivos do desenvolvimento brasileiro, devido às características de país em desenvolvimento e extremamente desigual. No entanto, nas esferas subnacionais há pouco espaço para a política fiscal discricionária, dada a elevada participação das despesas correntes obrigatórias no orçamento.

Pelo lado da tributação, o Estado brasileiro (em todos os seus níveis) insere elevada distorção econômica, reduzindo a eficiência produtiva, ao basear grande parte da arrecadação em impostos indiretos de pior qualidade, isto é, cumulativos. Além disso, não cumpre um bom papel redistributivo, já que a tributação é fortemente baseada em impostos indiretos, tipicamente regressivos, e com baixa progressividade nos impostos diretos (SILVEIRA et al., 2013; GOBETTI e ORAIR, 2016; FRAGA NETO, 2019). Os gastos públicos, por outro lado, apresentam, em alguns casos, perfil mais redistributivo, especialmente os gastos sociais.

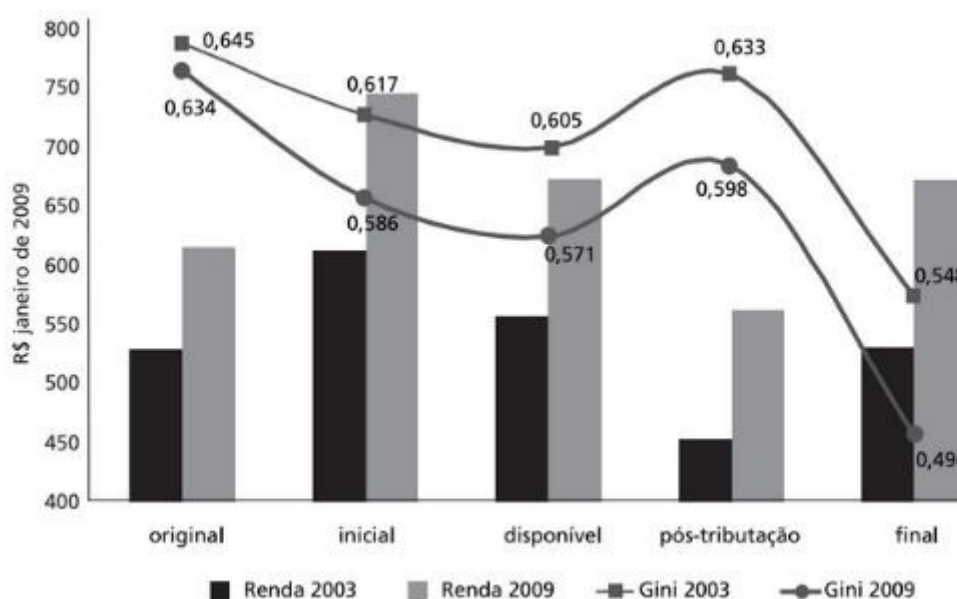
É possível perceber essas características por meio do cálculo do índice de Gini em diferentes estágios da distribuição de renda: renda original (de fatores produtivos), renda inicial (após recebimento de benefícios monetários concedidos pelo Estado, isto é, assistência e previdência), renda disponível (após a incidência de impostos diretos), renda pós-tributação (após a incidência dos tributos indiretos) e, por fim, a renda final, que considera o efeito



distributivo dos gastos do governo com saúde e educação, isto é, o consumo desses bens pela população (SILVEIRA e PASSOS, 2017). A Figura 1 apresenta o comportamento da renda domiciliar per capita média e do índice de Gini em cada um desses estágios, nos anos 2003 e 2009. É visível que a importante redução da desigualdade entre os estágios original e final, nos dois períodos analisados, se deve à forma como o governo gasta (tanto em previdência e assistência, quanto em saúde e educação) e não à forma como se financia, isto é, a arrecadação de tributos diretos e indiretos. Além disso, é interessante notar que a provisão de serviços (benefício não monetário) tem contribuição importante para o aumento da renda monetária das famílias (SILVEIRA e PASSOS, 2017).

Esses dados refletem a importância crescente dos gastos sociais no Brasil e o aprofundamento de sua progressividade no período analisado (SILVEIRA et al., 2013). Para que seja possível ampliar esses efeitos distributivos e expansivos dos gastos públicos, faz-se necessário identificar quais são os gastos públicos que geram tais efeitos, bem como a dinâmica existente entre os gastos subnacionais, o crescimento e a desigualdade de renda. A análise dos gastos subnacionais é especialmente importante porque, em geral, o estudo da dinâmica dos efeitos da política fiscal é muito centrado nos gastos federais, deixando de lado uma parte importante do gasto público em um país com sistema federativo como o brasileiro.

**Figura 1.** Índice de Gini e Rendas monetárias original, inicial, disponível e final, 2002-2003 e 2008-2009



Fonte: Silveira e Passos (2017)

Então, considerando a característica descentralizada dos gastos públicos brasileiros e as limitações impostas aos entes federativos, é estratégico para o desenvolvimento nacional conhecer de que maneira os estados e municípios podem elaborar políticas de gastos mais eficientes e capazes de reduzir a desigualdade de renda do país, ainda extremamente alta. Este trabalho contribui para a avaliação da política fiscal brasileira, ao analisar em que medida os governos subnacionais são capazes de impactar o produto e reduzir a desigualdade em seus territórios por meio de sua política de gastos. Assim, a uma das contribuições do trabalho se encontra na utilização de métodos econométricos modernos e robustos, ainda pouco explorados na literatura, de modo a: i) estimar multiplicadores fiscais municipais por função desempenhada pelo poder público; ii) avaliar a causalidade existente entre crescimento econômico, despesas dos governos e a desigualdade de renda ao nível estadual. Por meio desta análise é possível estabelecer importantes proposições de políticas públicas, que visam à redução da desigualdade de renda e ao crescimento econômico.

O trabalho está dividido em dois artigos. O primeiro tem como objetivo estimar os multiplicadores fiscais de curto e de longo prazos dos municípios, usando o Método de Momentos Generalizado (GMM) com variáveis instrumentais, que é robusto à relação de simultaneidade existente na relação entre gastos públicos e produto, bem como à especificação dinâmica da regressão do Produto Interno Bruto (PIB). O segundo artigo apresenta as estimações das relações dinâmicas entre crescimento econômico estadual, o índice de Gini e as despesas dos estados brasileiros. O modelo de Vetores Autorregressivos em Painel (PVAR) permite a análise de causalidade entre as variáveis, sem assumir direções de causalidade pré-estabelecidas.

# **1 Multiplicadores Fiscais Subnacionais: Uma Análise Empírica Dos Municípios Brasileiros no período 2011 a 2016**

## **1.1 INTRODUÇÃO**

De maneira geral, existe muito interesse na análise de como os países podem atingir maiores taxas de crescimento, especialmente em países em desenvolvimento, os quais necessitam perseguir taxas de crescimento econômico mais aceleradas (SILVA e TRICHES, 2014). O crescimento da economia brasileira, desde o início dos anos 1980, tem um padrão conhecido como “*stop-and-go*”, por apresentar anos de crescimento seguidos de anos de desaceleração econômica (PAULA e PIRES, 2017). Ao longo dos primeiros anos do século XXI pode-se observar que os períodos de 2004 a 2008 e 2010 se destacam como anos de bom crescimento, enquanto os anos 2001 a 2003 e 2011 a 2014 apresentaram baixo crescimento, com desacelerações em relação ao respectivo ano anterior. O ano de 2009 sobressai com crescimento real de -0,1% devido ao contágio da crise mundial; e a partir de 2015, a economia apresenta período de recessão, seguido de lenta recuperação.

Os bons resultados observados na economia brasileira no período anterior à crise financeira internacional e na rápida recuperação a partir de meados de 2009 são atribuídos, em parte, ao favorável contexto internacional de crescimento mundial até 2008, à alta liquidez dos mercados financeiros e à elevação dos preços das *commodities* no mercado internacional (TEIXEIRA e PINTO, 2012). Em relação ao cenário interno, houve importante elevação no consumo das famílias, estimulado por políticas creditícias expansionistas e de elevação da renda real (PAULA e PIRES, 2017), como distribuição de renda através do Programa Bolsa Família e valorização real do salário-mínimo. Os investimentos públicos e privados também desempenharam importante papel: entre 2003 e 2010, a formação bruta de capital fixo (FBKF) aumentou, em média, 7,5% ao ano (TEIXEIRA e PINTO, 2012). Durante o período de alto crescimento, a apreciação da moeda brasileira, decorrente dos fluxos de capitais externos e do superávit comercial, foi importante para o controle da inflação.

A desaceleração do crescimento econômico observado no período 2011 a 2014 também pode ser em parte associada ao cenário internacional. O período é marcado por crise do Euro, fraca recuperação da economia dos Estados Unidos e desaceleração nos países emergentes (PAULA e PIRES, 2017). Algumas políticas econômicas adotadas internamente, no entanto, reforçaram o cenário desfavorável. O modelo de crescimento do período anterior, com importante estímulo ao mercado interno, começou a apresentar limitações.

O crescimento da demanda sem correspondente expansão da indústria submete o país à relação de dependência e passividade em relação às cadeias produtivas internacionais. Com isso, observa-se o vazamento da renda para o exterior, com o aumento da importação de manufaturados e a conseqüente redução do poder multiplicador das políticas de elevação da renda real dos mais pobres (TEIXEIRA e PINTO, 2012). A estratégia adotada a partir desse cenário foi, então, de estímulo à indústria, a partir da compreensão de que o setor vinha sendo prejudicado pelo câmbio valorizado e pela competição externa.

O instrumento fiscal utilizado para estimular a economia passou a ser, então, isenções e desonerações fiscais, com redução do imposto sobre produtos industrializados (IPI) e desoneração das folhas de pagamento, em detrimento de investimentos públicos, que têm efeitos diretos sobre a demanda agregada. Essa foi uma importante mudança na composição da política fiscal (ORAIR e GOBETTI, 2015). Somado a isso, foram implementadas políticas de redução da taxa básica de juros e desvalorização cambial (PAULA e PIRES, 2017). As medidas, no entanto, não geraram o crescimento econômico esperado, uma vez que o nível de produção da indústria não se elevou. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), houve forte desaceleração do valor adicionado bruto<sup>1</sup> da indústria (cresceu somente 1% ao ano, em média, no período 2011 a 2014, em comparação ao crescimento médio de 4% ao ano entre 2004 e 2010) e à importante queda da FBKF<sup>2</sup> (passou de um crescimento anual médio de 8,15% entre 2004 e 2010 para 2,30% no período 2011 a 2014).

A partir de 2015, o Brasil enfrentou um cenário desfavorável de crise econômica com marcada instabilidade política. O país apresentou dois anos de crescimento negativo (-3,5% e -3,3%), seguidos de dois anos de baixo crescimento (1,1% a.a.). A estratégia adotada frente à crise foi de austeridade fiscal, principalmente com corte de despesas públicas, a partir do diagnóstico de que a deterioração do resultado primário constituía a fonte da crise econômica, via deterioração das expectativas, e que seu equacionamento passava pela recuperação da confiança dos agentes. Estabeleceu-se uma meta de superávit primário de 1,2% do PIB para 2015 e 2% do PIB para 2016. Com a queda na arrecadação do governo, dada a recessão, essas metas se tornaram cada vez mais difíceis de serem atingidas, gerando a necessidade de comprimir as despesas, e, no entanto, o resultado primário foi de -1,9% do PIB em 2015 e -2,5% em 2016 (PAULA e PIRES, 2017).

---

<sup>1</sup> Variação em volume do valor adicionado bruto a preços básicos, segundo os grupos de atividades, calculado pela Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Contas Nacionais do IBGE.

<sup>2</sup> Variação em volume da Formação Bruta de Capital Fixo, calculado pela mesma diretoria.

Diante desse cenário econômico de crise e lenta recuperação, passou a ocorrer, a partir de 2014, importante deterioração dos indicadores sociais. Houve reversão na tendência de queda da pobreza no Brasil, que vinha sendo observada ao longo dos anos 2000. De acordo com informação da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2018), a partir de microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a proporção de pobres<sup>3</sup> na sociedade brasileira passou de 27,78% em 2000 para 8,38% em 2014. A partir do começo da crise político-econômica, o panorama mudou: a proporção de pobres subiu 19,3% somente em 2015 e, considerando o período do final de 2014 ao final de 2017, o aumento foi de 33% (NERI, 2018). E o quadro segue piorando: de acordo com o critério<sup>4</sup> adotado pelo Banco Mundial, em 2018 o país tinha 13,5 milhões de pessoas vivendo em extrema pobreza, sendo o maior nível em sete anos (IBGE, 2019).

Além disso, o Brasil é um dos países com maior desigualdade de renda do mundo, como demonstra o Relatório de Desenvolvimento Humano de 2019 (PNUD, 2019). A renda apropriada pelos 1% mais ricos corresponde a 28,3% do rendimento total do país. O único país apresentado no relatório com coeficiente maior que o brasileiro é o Catar, com 29% da renda indo para o 1% superior da distribuição. O Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) do Brasil é o 79º do mundo, considerado relativamente elevado, com valor de 0,761 no ano 2018. No entanto, quando se ajusta o IDH à desigualdade (IDHAD), o índice cai para 0,574, que representa queda de 23 posições do país na classificação global de desenvolvimento (PNUD, 2019).

As estratégias de atuação do Estado diante de um cenário como esse é assunto de intensos debates na teoria econômica e na elaboração de políticas públicas. A forma de amenizar o quadro de pobreza elevando o rendimento dos mais pobres, passa não apenas pelo crescimento da renda do país, mas, sobretudo, pela queda na desigualdade, uma vez que os níveis de pobreza são mais sensíveis a alterações na distribuição que no nível de renda, embora a maior parte das estratégias postas em prática costumem focar na renda (BARROS, 2001).

A política fiscal pode ser um importante instrumento de atuação na busca desses objetivos. Segundo algumas vertentes do pensamento econômico, para manter crescimento sustentado, os governos devem atuar de forma contracíclica, aumentando seus gastos em momentos de crises, a fim de impulsionar a economia como um todo, e reduzindo os gastos em momentos de

---

<sup>3</sup> Critério FGV Social de linha de pobreza: 233 reais mensais *per capita*, em agosto de 2018.

<sup>4</sup> Renda *per capita* inferior a R\$145 mensais.

crescimento. Desta maneira, o Estado age como um agente estabilizador, já que não existiria uma tendência natural de estabilidade econômica com pleno emprego.

A incerteza é, segundo Keynes (1936), uma característica inerente às economias de mercado. Os agentes tomam decisões de produção e consumo baseadas em expectativas (previsões) quanto a eventos futuros, e parte dos riscos envolvidos não são calculáveis, já que são derivados da “ausência de mecanismos de coordenação das decisões individuais de consumo, poupança e investimento” (HERMANN, 2006, p. 3). Daí origina-se a ideia de preferência pela liquidez: a moeda não seria somente um meio de troca, mas também uma reserva de valor, que serviria como proteção dos agentes em relação às variações imprevistas da economia.

Os níveis de produção, de investimentos e a preferência pela liquidez são determinados, simultaneamente, pela expectativa de demanda futura e pelo grau de confiança dominante (HERMANN, 2006). Em períodos de maior instabilidade, os agentes privados reduzem consumo e investimentos e aumentam sua preferência por ativos mais líquidos, e cabe ao governo aumentar suas despesas, a fim de suavizar a flutuação econômica e reduzir a incerteza. Já no cenário de expansão, quando as expectativas quanto ao futuro melhoram, o consumo e investimento privados se elevam e o Estado deve reduzir suas despesas, de forma a não estimular excessivamente a demanda, o que poderia desencadear aumento de preços.

A disseminação das ideias keynesianas tiveram impulso após a Grande Depressão nos anos 1930 e pós Segunda Guerra Mundial, que resultou na acumulação de déficits fiscais nas principais economias do mundo. A abordagem keynesiana foi contundentemente criticada por economistas ortodoxos, notadamente ao longo dos anos 1960 e 1970, gerando duas novas abordagens, conhecidas como Monetarismo e Economia Novo-clássica. Ambas seguem as principais diretrizes da economia neoclássica e postulam que o governo não deve buscar a estabilização econômica de maneira ativa, uma vez que a tendência natural da economia é a estabilidade (SNOWDON e VANE, 2005).

A ideia de ineficácia da política fiscal remete à Teoria da Equivalência Ricardiana. Uma vez que os agentes econômicos possuem, por hipótese, expectativas racionais e esperam que uma expansão de gastos públicos no período corrente se reflita em aumento dos impostos em períodos subsequentes, há uma elevação da poupança privada, que compensa a elevação do consumo do governo. Assim sendo, a demanda agregada não se altera - o saldo positivo da demanda do governo é eliminado pelo impacto negativo no consumo e investimento privados - e a política fiscal não tem resultados reais sobre renda e emprego (CARCANHOLO, 2015).

Outra teoria que se contrapõe ao efeito proeminentemente expansionista da política fiscal é a da “contração expansionista”, termo empregado primeiramente por Giavazzi e Pagano (1990) e disseminado por meio de estudos empíricos de Alesina e Perotti (1995) e Alesina et al. (2012, 2017, 2018). A austeridade fiscal, ou seja, o corte de gastos do governo, poderia ser expansionista – na medida em que geraria credibilidade e melhoraria as expectativas dos agentes econômicos, estimulando os gastos de consumo e investimentos privados. Os efeitos diretos da consolidação fiscal sobre a demanda agregada seriam claramente negativos, mas o que Keynes teria deixado de considerar, segundo essa vertente, seriam os efeitos positivos indiretos das expectativas dos agentes privados quanto ao comportamento futuro do governo, especialmente em relação aos impostos (HELLWIG e NEUMANN, 1987). Assim sendo, a austeridade geraria aumento do produto a médio/longo prazo, apesar do corte de gastos do governo.

Diversos estudos empíricos buscam investigar essa questão, analisando os efeitos dos gastos públicos sobre o crescimento econômico. Tais estudos apontam para a existência de heterogeneidades dos efeitos dos gastos públicos sobre o crescimento, a depender do estágio do ciclo econômico (AUERBACH e GORODNICHENKO, 2012; ORAIR et al., 2016; SILVA et al., 2013), do grau de desenvolvimento da economia em questão (CONTRERAS e BATTELLE, 2014), do grau de abertura econômica (ILZETZKI et al., 2013), do tipo de gasto analisado (SILVA e TRICHES, 2014) e, até mesmo, quanto à origem do recurso utilizado (receita de impostos ou transferências intergovernamentais) (SCHETTINI, 2012). Os multiplicadores fiscais são, de acordo com a maior parte da evidência empírica recente, positivos e maiores: em países em desenvolvimento; em momentos de recessão; e quando se consideram investimentos públicos, em oposição ao multiplicador de gastos correntes.

Um aspecto relevante do debate que ainda precisa ser analisado com profundidade são os efeitos da descentralização das competências do Estado. O Brasil é um bom exemplo, já que possui uma estrutura federativa na qual os entes subnacionais (Estados, Distrito Federal e Municípios) possuem autonomia político-administrativa, desde a promulgação da Constituição de 1988, que definiu os municípios como parte do pacto federativo. As três esferas do governo têm atribuições próprias de arrecadação e competências, existindo integração dos entes federativos na provisão de serviços públicos. Embora o Governo Federal tenha o papel decisivo no objetivo de redução da pobreza, principalmente através do Programa Bolsa Família, os entes subnacionais também apresentam responsabilidades essenciais na geração de emprego e renda

locais, além da prestação de serviços públicos, como, por exemplo, educação básica e serviços de saúde (ISMAEL, 2013).

Considerando que muitos países apresentam estruturas descentralizadas, como, por exemplo, Argentina, México, África do Sul, Canadá, EUA, Austrália, China e Índia, é bastante relevante compreender quais são os efeitos sobre a economia de diferentes decisões de alocação de gastos dos governos locais, contribuindo para a coordenação estratégica de desenvolvimento nacional.

Embora as decisões de gastos dos governos subnacionais sejam elementos importantes da atuação do poder municipal, existe um limite à capacidade de implementação de estímulo fiscal pelos municípios, de modo que os gastos dos governos subnacionais tendem a ser pró-cíclicos. Isso se deve a limitações na capacidade de endividamento dos municípios, à baixa flexibilidade das transferências intergovernamentais, ao perfil pró-cíclico das receitas e ainda à impossibilidade de realização de política monetária (exclusiva da União). Tal limitação gera um problema de execução da política fiscal do país como um todo, que tende a ser menos eficiente devido à falta de coordenação dos entes federativos.

Fardoust e Ravishankar (2013) mostram que em 2009, por exemplo, o Governo Federal brasileiro elevou seu déficit em 3% do PIB com medidas de estímulo fiscal, além da ativação de alguns estabilizadores automáticos. Os governos subnacionais, por sua vez, reduziram seus gastos em 1,3% do PIB, deixando um efeito expansivo líquido sobre a economia de apenas 1,7%. Os autores mostram que este mesmo problema é observado na Índia, enquanto a China é um exemplo do sucesso da coordenação de política entre os entes federativos, obtendo bons resultados de crescimento, tanto nas economias subnacionais quanto do país como um todo.

Na literatura empírica existem muitos trabalhos de estimação de multiplicadores fiscais subnacionais para países emergentes (FARDOUST e RAVISHANKAR, 2013; GUO et al., 2016) e mesmo para o caso brasileiro (NEDUZIAK e CORREIA, 2017; ROCHA e GIUBERTI, 2007), porém, um ponto importante é que, muitas vezes, a metodologia utilizada na estimação não é a mais adequada, pois deixa de considerar a endogeneidade existente na relação entre gasto e produto, bem como a característica dinâmica da determinação do PIB. Neste trabalho, a estimação dos multiplicadores foi feita pelo Método de Momentos Generalizado (GMM) com variáveis instrumentais, que, como é explorado na seção de metodologia, é mais adequado para abordar tais características do modelo.

Ademais, poucos estudos focam na questão da distribuição dos gastos entre as funções desempenhadas pelo Estado e, particularmente, no caso dos governos subnacionais. Dentre os



resultados empíricos existentes para o nível subnacional brasileiro destacam-se: maior efeito multiplicador em municípios com menor renda *per capita* (DIVINO e SILVA JÚNIOR, 2012); ao nível estadual, gastos de capital estimulam o crescimento do PIB, enquanto gastos correntes só são eficientes quando representam até 61% das despesas (ROCHA e GIUBERTI, 2007); há heterogeneidades quanto à eficiência de diferentes funções de gastos estatais em relação ao crescimento (NEDUZIAK e CORREIA, 2017).

O trabalho de Cruz, Teixeira e Braga (2010) fornece importante evidência empírica a respeito dos efeitos dos gastos públicos brasileiros sobre a renda *per capita*, a produtividade total dos fatores e a pobreza. A estratégia empírica adotada pelos autores se aproxima da principal metodologia aplicada neste trabalho: Método dos Momentos Generalizados com uso de variáveis instrumentais. No entanto, os gastos foram analisados pelos autores de forma mais agregada, tanto no que diz respeito às funções, quanto ao ente federativo responsável pelos gastos (foram utilizados gastos desempenhados pelos governos estaduais e Governo Federal somados). Francisco (2017) é o trabalho mais semelhante ao presente artigo. A metodologia proposta é idêntica àquela aqui utilizada, bem como o objetivo de estimar multiplicadores fiscais municipais por função desempenhada (em um período diferente). O trabalho não conseguiu, no entanto, encontrar uma especificação para o GMM com variáveis instrumentais que fosse robusta e, por isso, as estimações obtidas naquele trabalho com esse método não são válidas.

O objetivo deste trabalho é, portanto, contribuir para a maior compreensão dos efeitos das despesas públicas municipais sobre a atividade econômica, de forma a amparar decisões de política fiscal mais bem planejadas e coordenadas entre os diferentes entes federativos. Para isso, é feita a estimação dos multiplicadores dos gastos públicos municipais em diferentes áreas de atuação do governo, comparando e avaliando a adequação do uso de diferentes métodos de estimação. Além disso, são comparados os efeitos de curto e de longo prazo desses gastos sobre o PIB. O trabalho preenche uma lacuna existente na literatura econômica empírica, por ser um dos primeiros a abordar os multiplicadores fiscais municipais aplicando a metodologia GMM com variáveis instrumentais e com foco sobre a composição de gastos por função do governo. Dessa forma, busca-se contribuir para o melhor planejamento da dinâmica orçamentária em países que, como o Brasil, apresentam divisão federativa de competências. Os resultados empíricos encontrados neste trabalho podem sustentar decisões de gastos mais coordenadas, embasadas e focadas no desenvolvimento nacional.

## 1.2 REVISÃO DE LITERATURA

### 1.2.1 Gastos Do Governo e Crescimento Econômico

Durante os anos 30 do século XX, o mundo testemunhou a Grande Depressão, uma crise econômica sem precedentes. Nesse período, taxas de desemprego extremamente altas foram observadas, particularmente nos Estados Unidos e na Grã-Bretanha, e o fenômeno do desemprego de longo prazo se tornou um problema de política pública. As questões ligadas ao mercado de trabalho, à rigidez de salários e às taxas de desempregos persistentes se tornaram centrais no debate econômico, e a partir desse contexto surgiu a macroeconomia moderna (MARGO, 1993).

Keynes foi um expoente do debate da época e assim desenvolveu sua revolucionária teoria macroeconômica, elaborada em sua obra seminal de 1936, *A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*. Sendo conhecedor da teoria clássica, Keynes (1936) argumentou que sua teoria recebia o nome de “geral” justamente por se opor à economia ortodoxa, que se aplicaria somente a casos específicos de equilíbrio, pouco encontrados no “mundo real”. Em oposição àquela escola do pensamento econômico, Keynes observou que o sistema capitalista não gerava automaticamente equilíbrios de pleno emprego e que, ao contrário, crises de subconsumo (e, conseqüentemente, desemprego) eram geradas periodicamente e tinham duração indefinida. A *Teoria Geral* pode ser vista como uma teoria do emprego, baseada na demanda e, portanto, na renda (BRESSER-PEREIRA, 1976).

Segundo a teoria keynesiana, as economias de mercado geram distribuições arbitrárias e desiguais de renda, além de não promoverem, necessariamente, o emprego de todos os fatores de produção disponíveis. A necessidade de atuação do Estado para promover crescimento econômico existe porque há flutuações na demanda agregada decorrentes da existência de incertezas, e, conseqüentemente, não existe tendência natural de pleno emprego (CARVALHO, 2008, p.10).

As conclusões de política econômica keynesiana partem da validade de duas hipóteses centrais (HERMANN, 2006): o princípio da demanda efetiva, segundo o qual a decisão de gasto é o “motor” da economia, uma vez que as decisões de produção e investimento são baseadas em perspectivas de demanda futura; e a não-neutralidade da moeda, ou seja, a oferta de moeda é capaz de afetar o lado real da economia – a renda e o emprego.

A moeda não é neutra devido à existência de preferência pela liquidez, teoria segundo a qual os agentes econômicos demandam moeda não só por sua função de meio de pagamentos (ou seja,

para obter bens e serviços), mas também por sua função de reserva de valor. Os agentes buscam se proteger da incerteza existente na economia, mantendo parte de sua riqueza de forma líquida ao invés de consumir ou investir. A preferência pela liquidez, portanto, “representa um “vazamento” da corrente de gastos, suprimindo demanda efetiva e, desta forma, inibindo o investimento e a atividade econômica” (HERMANN, 2006, p. 3). Assim, dada uma determinada taxa de juros (“preço” de se manter riqueza em forma de moeda), a quantidade de moeda demandada pelas pessoas é dada pela função de preferência pela liquidez. Diversos estudos empíricos buscaram analisar se a política monetária, na prática, é capaz de afetar o nível de produto. Alguns encontram evidência da não-neutralidade da moeda: Grilli e Roubini (1996), Romer e Romer (2004), Westerlund e Costantini (2009), Nakamura e Steinsson (2010); enquanto outros estudos apontam a neutralidade da moeda no longo prazo: King e Watson (1992), Weber (1994).

De acordo com a tese da “incerteza fundamental” (KEYNES, 1936), a incerteza é característica das economias capitalistas, uma vez que as decisões de produção e investimento são tomadas no período anterior à efetivação das trocas de mercado e são baseadas em expectativas que podem ou não se realizar. Existe, então, um risco não probabilístico, isto é, que não pode ser calculado, envolvido nas decisões dos agentes privados. Em momentos de instabilidade, a incerteza dos agentes se eleva e aumenta-se a preferência por ativos mais líquidos (que servirão como proteção a possíveis acontecimentos desfavoráveis), reduzindo o consumo e o investimento. Diante dessa queda, os empresários tendem a reduzir o nível de produção, de acordo com a validade da demanda efetiva, reforçando o ciclo recessivo.

É neste momento de elevado grau de instabilidade que a atuação do Estado se faz essencial para romper o ciclo, elevando a demanda agregada, já que o gasto do governo gera renda e emprego e cria o efeito multiplicador sobre a economia.

O efeito conhecido como multiplicador Keynesiano é a “propagação de um choque exógeno da demanda através da propensão a consumir” (CARVALHO, 1988, p. 12). Choque exógeno, neste caso, é qualquer gasto que não seja induzido pela renda, como uma decisão de gasto do governo. De acordo com Keynes (1936), um choque exógeno geraria uma variação mais que proporcional na demanda agregada da seguinte maneira: uma vez que o montante injetado na economia pelo governo chegue às mãos dos agentes privados, estes consumirão bens e serviços adicionais, de acordo com sua propensão marginal a consumir, de modo que o agente tende a elevar seu consumo de bens e serviços em uma fração menor que a unidade de sua renda

adicional, segundo a lei psicológica fundamental (KEYNES, [1936] 1996, p. 118). Este processo se propaga, até que se extingue, uma vez que a cada novo ciclo de consumo o montante se reduz em relação ao impulso inicial de gasto (CARVALHO, 2008).

O Estado age, então, como um agente estabilizador (CARVALHO, 2020), elevando seu gasto em momentos de recessão e reduzindo em momentos de expansão econômica. Quando a economia vai bem, operando próximo do pleno emprego, é o momento de reduzir a relação dívida/PIB através da redução dos gastos públicos, evitando um estímulo econômico excessivo, que poderia ser inflacionário. Ou seja, segundo a teoria keynesiana, considerando a validade dos pressupostos da demanda efetiva e da preferência pela liquidez, o gasto público é instrumento de política macroeconômica (CARVALHO, 2008, p. 9).

Em tese, os governos deveriam operar com dois orçamentos separados, um para gastos recorrentes, de custeio, e outro discricionário, essencialmente voltado para investimentos do governo. O orçamento de custeio seria, em regra, equilibrado e geraria superávits em momentos de alta arrecadação (HERMANN, 2006). Já o orçamento discricionário existiria para garantir o espaço fiscal necessário para que o governo pudesse agir de maneira contracíclica, elevando os gastos em momentos de baixa arrecadação.

No entanto, na prática, como a arrecadação de tributos é pró-cíclica, ou seja, se reduz nos momentos de recessão econômica e se eleva quando a economia cresce, muitas vezes os governos optam pelo corte de gastos diante de um cenário desfavorável. No Brasil, existem ainda algumas regras orçamentárias que reforçam essa tendência desestabilizadora, como a meta de resultado primário (CARVALHO, 2020).

Em oposição a essa visão, encontram-se as teorias de influência da Escola Neoclássica. No começo dos anos 1950, duas importantes hipóteses a respeito dos determinantes da função consumo foram formuladas, contrapondo-se ao modelo keynesiano, que supunha uma propensão marginal a consumir menor que um a cada período: a hipótese do ciclo de vida (MODIGLIANI e BRUMBERG, 1954) e a hipótese da renda permanente (FRIEDMAN, 1957). Ambas estabelecem que as escolhas de consumo dos indivíduos são suavizadas ao longo do tempo, influenciadas pela renda esperada de longo prazo, e não pela renda de cada período isoladamente. A hipótese de Modigliani e Brumberg foca na dimensão demográfica e estipula que, ao longo da vida, os indivíduos fazem escolhas inteligentes baseadas no quanto pretendem gastar em cada fase. Durante a juventude, poupam parte de sua renda, e na aposentadoria, consomem sua poupança até esgotá-la. Assim, uma economia com crescimento populacional

teria maior volume de poupança. A hipótese de Friedman divide os rendimentos dos consumidores entre rendas transitórias e permanentes e estabelece que as rendas de caráter duradouro são as que influenciam o consumo, enquanto os gastos oriundos de rendas transitórias são distribuídos ao longo do tempo. As decisões de gasto são baseadas na renda média que o indivíduo receberá ao longo da vida, ou seja, depende da renda futura esperada.

Essas teorias foram fundamentais para o desenvolvimento das escolas de pensamento que surgiram em seguida, nos anos 1960 e 1970, notadamente: a Escola Monetarista, que tem Milton Friedman como seu expoente, e a Escola Novo-Clássica, cuja figura central é Robert Lucas. A Escola Novo-Clássica construiu importante base teórica de contestação ao keynesianismo. De acordo com essa vertente, os agentes econômicos promovem uma economia de trocas cujo equilíbrio se dá com pleno emprego dos fatores de produção. As tentativas de intervenção do governo no sentido de estimular o crescimento tendem a gerar inflação ou outras distorções.

Tais conclusões se apoiam em três hipóteses principais. Em primeiro lugar, a hipótese das expectativas racionais (MUTH, 1961; LUCAS, 1972): os agentes formam expectativas com base em toda informação presente e passada relevante disponível e, portanto, não cometem erros sistemáticos de previsão. Segundo, em um mercado competitivo, oferta e demanda estão em constante equilíbrio e, na ausência de externalidades, a solução de mercado é Pareto-eficiente e maximiza o excedente total (BARRO, 1979). E, por fim, existência de substituição intertemporal entre trabalho e lazer por parte dos trabalhadores, de acordo com suas preferências e com o salário de equilíbrio (LUCAS e RAPPING, 1969).

A validade desses pressupostos possui importantes desdobramentos teóricos e práticos, dentre os quais, a ineficácia das políticas sistemáticas de estímulo à economia. Somente uma política expansionista “surpresa”, não prevista pelos agentes racionais - que utilizam toda a informação disponível, mas não dispõem de informação perfeita -, poderia gerar um deslocamento da renda e do emprego acima de seu nível de equilíbrio. No entanto, a tendência é o retorno das variáveis reais para os níveis anteriores à surpresa monetária, com elevação no nível de preços. Assim sendo, a proposição de política fiscal e monetária das correntes ortodoxas é de haver regras claras a serem seguidas, no lugar da discricionariedade (SNOWDON e VANE, 2005). A criação de regras evitaria que os governos gerassem déficits excessivos e emissões inflacionárias de moeda. Portanto, haveria estabilidade da política fiscal, com diretrizes claras e críveis, e, conseqüentemente, um ambiente macroeconômico mais favorável, com menos incertezas e

especulações por parte dos agentes privados – especialmente relevantes em momentos de mudanças no cenário político (SARGENT, [1981] 2013).

O bom funcionamento do mercado, no entanto, depende da ação do Estado no sentido de garantir o ambiente macroeconômico adequado para que as relações entre os agentes privados se desenvolvam e produzam resultados eficientes. Essa ação estatal se baseia, em primeiro lugar, em garantir a proteção dos cidadãos e da propriedade privada, o cumprimento dos contratos e a definição dos direitos de propriedade (STIGLITZ, 2000). Para além dessas funções, o poder público precisa intervir na economia com o objetivo de mitigar as falhas de mercado.

De acordo com Stiglitz (2000), as falhas de mercado ocorrem em seis situações específicas nas quais a solução do mercado não é Pareto-eficiente. A primeira possibilidade é que um mercado não seja considerado competitivo, como nos casos de mercados monopolizados, oligopolizados, com competição monopolística, ou até mesmo no caso de mercados nos quais as patentes são importantes barreiras à entrada de novas firmas. Segundo, existem bens que não serão produzidos (ou não serão produzidos em quantidade suficiente) pelo mercado, chamados de “bens públicos”. Esses bens possuem duas características: não é possível excluir indivíduos de seu consumo e o custo marginal de prover o bem para uma pessoa a mais é zero. Em terceiro lugar, a presença de externalidades positivas ou negativas em determinado mercado faz com que a otimização das firmas individualmente gere quantidade muito baixa ou muito alta, respectivamente, daquele bem. Quarto, há situações de mercados incompletos: situação em que não há provisão suficiente de um bem, ainda que o custo de produção seja mais baixo que o preço de reserva dos consumidores. Quinto, existem situações de assimetria de informação, nas quais, em geral, os consumidores não conhecem todas as características de determinado mercado. E, por fim, Stiglitz (2000) acrescenta episódios de explosão de desemprego, inflação e desequilíbrios, como o caso de uma depressão econômica. No entanto, a existência dessa sexta dimensão das falhas de mercado não é um consenso entre as correntes de pensamento ortodoxas (SNOWDON e VANE, 2005).

Existe ainda a possibilidade de que se recomende uma ação do governo em duas situações específicas, apesar de haver solução de mercado Pareto-eficiente (STIGLITZ, 2020). O Estado pode buscar promover redistribuição de renda, uma vez que uma distribuição eficiente pode não ser, necessariamente, considerada justa pela sociedade, dada sua função de bem-estar

social. E, por fim, o poder público pode buscar encorajar ou desencorajar determinados comportamentos através de impostos e taxas.

Tendo em vista essa teoria e considerando o contexto do começo dos anos 1980, em que diversos países europeus encaravam elevação em seus níveis de endividamento, Giavazzi e Pagano (1990) conduziram importante estudo a fim de analisar os efeitos das políticas de corte de gastos do governo, conduzidas em alguns desses países. Os autores encontraram evidências de que, sob determinadas circunstâncias, o corte de gastos públicos poderia estimular o consumo, cunhando o termo “austeridade expansionista”.

As expectativas do setor privado quanto ao comportamento futuro do governo e a função de consumo intertemporal desempenham o papel crucial em tais conclusões. Como colocado por Bertola e Drazen (1991), essa é uma visão “expectacional” da política fiscal: a política do período corrente afeta a expectativa quanto à política futura. Se o corte de gastos do governo funcionar como sinalização de que os gastos estatais serão permanentemente reduzidos e, conseqüentemente, os impostos serão baixos em períodos futuros, então os agentes privados, dotados de expectativas racionais e sob a hipótese da renda permanente, ajustam suas expectativas de renda líquida e elevam seu consumo presente e planejado. Em linhas gerais, os recursos financeiros disponíveis são disputados entre os setores privado e público, e quando o Estado reduz sua participação no produto nacional, abre espaço para o setor privado se expandir (GIAVAZZI e PAGANO, 1990).

Assim, o ajuste fiscal diante de uma crise, preferencialmente o corte de gastos públicos e não a elevação de impostos (ALESINA et al., 2017), seria benéfico, pois geraria credibilidade e confiança de que o governo está comprometido com a recuperação do ambiente macroeconômico e equilíbrio do orçamento público a médio e longo prazo. O corte de gastos públicos seria preferível, pois geraria um efeito renda positivo mais direto sobre os orçamentos das famílias, mas até mesmo a elevação dos impostos poderia ter efeito expansivo sobre o consumo, uma vez que criaria expectativas de uma política tributária mais suavizada no tempo, sem elevações inesperadas no futuro (BLANCHARD, 1990). Os benefícios gerados pelo aumento da confiança seriam superiores à contração gerada pelo ajuste, especialmente se a contração fiscal se estende por vários períodos subsequentes, já que há evidências de que o efeito recessivo seria maior no primeiro ano e diminuiria nos anos seguintes (ALESINA et al., 2017).

Essa ideia está relacionada ao teorema conhecido como Equivalência Ricardiana<sup>5</sup>: de acordo com Barro (1989), o aumento do déficit público deverá ser compensado por correspondente elevação na poupança privada, uma vez que as famílias, prevendo aumento futuro dos impostos decorrente do déficit, deverão reduzir o consumo no momento presente. Dessa maneira, o crescimento do déficit do governo seria equivalente à elevação de impostos, e a política fiscal não teria efeitos reais sobre a economia. A demanda das famílias não seria estimulada por uma elevação transitória da renda, pois somente a variação na renda permanente, que elevasse o patamar da renda esperada ao longo da vida, poderia incentivar o maior consumo.

Existe ampla literatura empírica a respeito das contrações fiscais expansionistas. Alesina e Perotti (1995), além de apresentarem extensa exposição teórica, analisaram os dados fiscais da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e particularmente os casos da Irlanda, Dinamarca e Itália. Concluíram que ajustes fiscais baseados no corte de gastos públicos, especialmente cortes em seguridade social e salários de funcionários do governo, seriam expansionistas, enquanto aqueles que se baseiam na elevação da arrecadação de impostos seriam contracionistas.

Perotti (1999) analisou a política fiscal a partir da ideia de que a relação entre choques nos gastos do governo e o consumo privado dependeria das “condições iniciais”, ou seja, da situação fiscal do país no momento do choque. O autor analisou um painel de dados dos países da OCDE e concluiu que há evidência de “efeitos keynesianos”, isto é, de depressão da demanda agregada diante de ajustes fiscais em países cujos níveis de endividamento são baixos e “efeitos não-keynesianos” em países com alto endividamento. A existência de mais ou menos indivíduos endividados na sociedade é o elemento que faz o sinal do efeito mudar, segundo o autor. A política fiscal teria um efeito riqueza diferente, dada a taxa de juros, diante de uma distribuição alternativa de pessoas com diferentes restrições de crédito.

Blanchard (1990) e Sutherland (1997) também argumentam que o nível de dívida pública influencia a relação entre ajuste fiscal e consumo privado, mas por outro canal. Os trabalhos apontam que a situação fiscal no momento do choque influenciaria o comportamento do setor privado, pois a relação entre a política fiscal e a expectativa dos agentes não é linear. Se o governo já tem alto nível de dívida pública, então um aumento de gastos gera fortes expectativas de elevação de impostos no futuro. No entanto, se o estoque da dívida é moderado, os agentes não esperam elevação nos tributos proeminente no futuro para cobrir os gastos adicionais.

---

<sup>5</sup> Para discussão empírica da teoria, consultar Bernheim (1987) e Khalid (1996).



Alesina e Ardagna (2010) analisaram os episódios de estímulo e contração fiscal em países da OCDE entre 1970 e 2007. O estudo concluiu que estímulos fiscais via corte de impostos seriam mais eficazes que via expansão de gastos. Quanto aos ajustes fiscais, a alternativa que criaria menos recessão seria via corte de gastos. Os autores usaram esses resultados para direcionar críticas à política adotada nos Estados Unidos, que apresentava elevação da dívida por conta dos pacotes de estímulo fiscal no caminho de recuperação, após a recessão econômica derivada da crise de 2008.

Jayadev e Konczal (2010) criticaram o trabalho de Alesina e Ardagna (2010), apontando que a maior parte dos casos de sucesso de contração fiscal analisados pelos autores era de países que não estavam em crise, mas sim em momentos de expansão. Por essa razão, não faria sentido usar tal evidência empírica para defender o ajuste em uma economia em recessão, como era o caso dos EUA. Jayadev e Konczal (2010) mostraram que não havia evidência de nenhum caso de país que tivesse obtido sucesso com o ajuste fiscal em uma situação similar àquela vivida pelo país à época (recessão recente, baixas taxas de juros e desemprego alto).

Nota-se que a crise financeira de 2008 foi um dos marcos na controvérsia a respeito do papel do Estado diante de uma recessão econômica. Houve, neste momento, uma grande ruptura com a teoria do estado mínimo, originada nas teses econômicas ortodoxas (CARVALHO, 2020). Ficou claro que as quedas nas taxas de juros ao redor do mundo não seriam, isoladamente, capazes de promover a recuperação econômica conduzida pelo setor privado, e quase todas as economias desenvolvidas introduziram também estímulos fiscais e monetários a fim de enfrentar o colapso da demanda agregada (KRUGMAN, 2015).

Um dos autores mais importantes dentre os defensores da austeridade, Perotti (2012), reconheceu que os dados observados em alguns países colocavam em dúvida alguns pontos da tese da austeridade expansionista. Em 2012, o Fundo Monetário Internacional (FMI), por meio de seu economista chefe, Olivier Blanchard, admitiu que os cortes de despesas adotados por alguns países que lutavam contra a recessão causaram problemas não previstos por muitos especialistas. O comunicado apresentou ainda uma análise dos erros de previsão do FMI a respeito do crescimento das economias nos anos 2010 e 2011 e concluiu que os multiplicadores fiscais do gasto público eram, na realidade, maiores que os anteriormente previstos (FMI, 2012).

### 1.2.2 A Estimação de Multiplicadores Fiscais

O mecanismo do multiplicador keynesiano dos gastos do governo, como já visto, é um mecanismo de curto-prazo no qual o impulso inicial de gasto público gera um ciclo de novos gastos subsequentes, até que o efeito seja exaurido, uma vez que a cada novo ciclo de gastos os agentes poupam uma parcela da renda adicional recebida. Grande parte dos estudos de estimação e análise de multiplicadores foca nas diferenças de magnitude do multiplicador entre diferentes períodos do ciclo econômico (PIRES, 2014; RAMEY e ZUBAIRY, 2014; ORAIR et al., 2016; GRUDTNER e ARAGON, 2017). Outros mostram como os gastos em investimentos públicos, em oposição aos gastos correntes, geram impacto positivo maior no produto (DIVINO e SILVA JUNIOR, 2001; GECHERT, 2015).

No caso dos estudos para a economia brasileira, a carência de dados homogêneos é uma barreira relevante, que muitas vezes gera a necessidade de grande esforço adicional na execução do trabalho. Orair, Siqueira e Gobetti (2016) e Peres e Ellery (2009) são exemplos de trabalhos que dedicaram imenso esforço para a construção de séries nacionais a partir de diversas fontes.

Peres e Ellery (2009) construíram as séries com dados trimestrais do governo central, de 1994 a 2005, “a partir de dados de execução orçamentária e financeira e de informações institucionais de diversas fontes” (PERES e ELLERY, 2009, p. 194) e aplicaram a metodologia de vetores autorregressivos (VAR). Os autores caracterizaram, então, como “tipicamente keynesiana” a resposta do produto brasileiro a choques fiscais: positiva para choques nos gastos e negativa para choques nos impostos.

Marques Júnior (2015) analisou a política fiscal no Brasil nos anos entre 1995 e 2009, a partir do questionamento da validade do teorema da Equivalência Ricardiana na economia brasileira. Com a metodologia de vetores autorregressivos (VAR), analisando as funções de resposta ao impulso e a decomposição da variância, o autor estimou os efeitos da carga tributária e do consumo do governo sobre a poupança nacional e o consumo privado. Os resultados da análise indicam que as variações na poupança do governo não seriam exatamente compensadas por mudanças na poupança privada, e, portanto, os efeitos de política fiscal na economia brasileira no período analisado poderiam ser considerados não-ricardianos.

Acerca da existência de um efeito mais duradouro da política fiscal expansiva, Pereima-Neto e Oreiro (2008) analisaram os efeitos de longo prazo das mudanças na política fiscal e na distribuição funcional de renda sobre o grau de utilização da capacidade produtiva, através de um modelo macrodinâmico teórico. Concluíram que o multiplicador fiscal de longo prazo pode

ser maior que o de curto prazo, ou seja, o estímulo fiscal poderia ser capaz de deslocar a tendência de crescimento econômico, negando a existência de efeito *crowding-out* no curto ou no longo prazo. Além disso, os resultados apontaram que o efeito da distribuição funcional da renda sobre a utilização da capacidade instalada dependeria do grau de endividamento da economia: se o nível de endividamento é baixo, então o aumento de participação do lucro sobre a renda geraria redução da produção; no entanto, se o endividamento é alto, a maior participação dos lucros geraria maior utilização da capacidade produtiva.

Orair, Siqueira e Gobetti (2016) aplicaram um modelo não linear de vetor autorregressivo com transição gradual (STVAR) para analisar os multiplicadores de diferentes tipos de gasto público (classificados em: pessoal, benefícios sociais, aquisição de ativos fixos, subsídios e outras despesas) em diferentes fases do ciclo econômico. Foram utilizados dados mensais de 2002 a 2016. Os resultados obtidos nessa estimação indicam que os efeitos de alguns multiplicadores (principalmente de investimentos) seriam maiores em períodos de recessão. Há evidência de que tanto a composição do gasto público quanto a graduação da política fiscal em relação ao ciclo de recessão ou expansão econômica seriam relevantes na dinâmica do produto no Brasil. Choques em subsídios e “outras despesas” não teriam impacto significativo sobre o produto.

Grudtner e Aragon (2017) também estavam interessados em analisar empiricamente os efeitos que os períodos de recessão e de expansão econômica têm sobre o multiplicador dos gastos do governo. Foram analisados, através da estimação STVAR, os multiplicadores dos gastos do Governo Federal brasileiro em diferentes momentos do ciclo econômico. Os dados utilizados foram trimestrais no período de 1999 a 2015. Em linha com o estudo anteriormente citado, concluíram que o multiplicador dos gastos consolidados do governo é significativo em períodos de recessão e sem efeito expressivo em períodos de expansão. Já em relação aos multiplicadores do consumo do governo, investimento e pessoal não foram encontradas diferenças entre as duas fases do ciclo econômico.

O trabalho de Castelo-Branco, Lima e Paula (2017) foi pioneiro na aplicação do método de VAR Estrutural Bayesiano com mudança de regimes markovianos (MS-SBVAR) para o cálculo de multiplicadores fiscais no Brasil. Foram estimados diferentes tipos de multiplicadores: multiplicadores fiscais de impacto, multiplicadores de horizonte, multiplicadores cumulativos e valor presente dos multiplicadores fiscais cumulativos. Um dos principais resultados é que o investimento público apresenta o maior efeito multiplicador dentre os gastos do governo. Além

disso, os pesquisadores concluíram que o aumento de carga tributária, seja permanente ou temporário, levaria à diminuição de longo prazo do PIB no Brasil.

Os multiplicadores de diferentes categorias econômicas dos gastos (correntes ou de capital) também são analisados em alguns trabalhos. Rocha e Giuberti (2007) construíram um painel composto pelos estados brasileiros no período 1986 a 2003, estimando os efeitos dos gastos correntes e de capital, bem como os gastos por funções<sup>6</sup> do governo, utilizando um modelo de Efeitos Fixos (EF) com efeito específico de tempo. Também foi feita uma especificação alternativa não linear no modelo, uma vez que há evidências teóricas de não linearidade na relação entre gasto e crescimento (ROCHA e GIUBERTI, 2007, p.13). As autoras concluem que os gastos de capital estimulariam o crescimento do PIB, enquanto os gastos correntes seriam eficientes quando representam até 61% das despesas orçamentárias. Quanto às funções, concluíram que as funções de transporte, comunicação, educação e defesa estimulariam o crescimento econômico.

A abordagem dos multiplicadores por função do governo também é encontrada em Neduziak e Correia (2017). Foram estimados os efeitos da alocação dos gastos públicos em diferentes funções sobre o PIB dos estados, via modelo de Efeitos Fixos (EF), utilizando um painel com dados de 1995 a 2011. Os autores concluíram que os gastos com as funções de administração e planejamento, judiciário, habitação e urbanismo e assistência e previdência seriam eficientes, enquanto educação e cultura e legislativo seriam ineficientes do ponto de vista de crescimento econômico.

Silva e Triches (2014) também fizeram um estudo de multiplicadores considerando a composição de gastos. Os autores utilizaram dados do orçamento da União entre 1980 e 2005 para estimar um modelo de regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a fim de observar o efeito multiplicador dos gastos correntes, em comparação aos gastos com capital. Estimaram também outro modelo de regressão linear para comparar os gastos por função desempenhada pelo governo (educação, comunicação, saneamento e saúde, defesa nacional e segurança pública, energia e recursos minerais, transporte, assistência e previdência social). Além disso, fizeram uma descrição da tendência de crescimento ou decréscimo dos gastos de cada uma das categorias nos anos estudados, utilizando testes de séries temporais: testes de Causalidade de Granger e o método de Cointegração de Engle e Granger e Johansen entre os gastos e o produto. Não foram encontradas evidências de causalidade bidirecional entre as

---

<sup>6</sup> As quatro funções do Estado analisadas no trabalho foram: transporte e comunicação, defesa, educação e saúde.

variáveis, sendo que, na maioria dos casos, há evidências de causalidade fluindo no sentido do gasto para o produto, em níveis de significância de 5% e 10%. Os gastos com comunicação, saúde e saneamento, energia e recursos minerais e transporte se mostraram eficientes em termos de crescimento econômico.

Divino e Silva Júnior (2012) estimaram um modelo linear e um não linear, seguindo a recomendação de Rocha e Giuberti (2007), para avaliar o efeito da composição de gasto entre gastos correntes e de capital sobre o crescimento *per capita* dos municípios brasileiros entre os anos 1991 e 2000. O diferencial deste trabalho é o controle por variáveis estruturais, como nível de educação, distribuição de renda, violência e a política fiscal, a fim de analisar como estas variáveis afetam o crescimento econômico local. O principal argumento dos autores para a utilização destas variáveis é que existe evidência na literatura empírica internacional de que gastos correntes afetam de maneiras diferentes o crescimento de países com distintos níveis de desenvolvimento. O que se buscou, portanto, foi captar essa diferença no nível dos municípios brasileiros. A respeito das variáveis de conjuntura, as principais conclusões foram que os anos de escolaridade da população e a expectativa de vida impactam positivamente o crescimento, enquanto desigualdade de renda e violência impactam negativamente. Ou seja, “a promoção do crescimento econômico passa também por políticas públicas que visem melhorar o desempenho daquelas variáveis estruturais” (DIVINO e SILVA JÚNIOR, 2012, p. 17). A respeito da política fiscal, conclui-se que municípios com renda *per capita* abaixo da linha de pobreza tiveram um multiplicador dos gastos correntes mais elevado que os municípios acima da linha da pobreza. A utilização do modelo não linear permitiu, ainda, a estimação do nível ótimo da composição dos gastos correntes, de acordo com a classificação da renda *per capita* municipal (alta, média ou baixa).

Na literatura internacional, o método de vetores autorregressivos é bastante disseminado para o cálculo de multiplicadores fiscais. Blanchard e Perotti (2002) foram pioneiros na aplicação desta metodologia na análise de política fiscal (CASTELO-BRANCO et al., 2017, p. 2). Os autores estudaram os efeitos sobre o PIB dos choques em gastos do governo e impostos na economia dos Estados Unidos pós-guerra. Foi utilizada a abordagem SVAR, agregando informações institucionais conhecidas a respeito do sistema tributário e de transferências para determinar os momentos em que ocorreram choques de política fiscal, abordagem que é denominada como “abordagem de estudo dos eventos” (BLANCHARD e PEROTTI, 2002, p. 2). Os autores defendem a importância do método utilizado, bem como a inclusão tanto do gasto quanto da arrecadação no modelo (dado que existe grande correlação entre ambos). As

principais conclusões do trabalho são: os gastos do governo de maneira geral geram elevação do PIB, enquanto o aumento de impostos gera retração; na maioria dos casos, os multiplicadores são pequenos (próximos da unidade).

Olaoye, Orisadare e Okorie (2019) examinaram a causalidade entre gastos do governo e crescimento econômico usando um modelo de Vetores Autorregressivos em Painel (PVAR), com dados dos 15 países que formam a Comunidade Econômica dos Estados da África Ocidental (ECOWAS). De acordo com os resultados do estudo, não existe evidência de causalidade ou bicausalidade entre as variáveis de gasto público e crescimento nos dados analisados.

Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013) utilizaram o método SVAR em painel, com dados trimestrais de 44 países (sendo 20 desenvolvidos e 24 em desenvolvimento), a fim de analisar quais características dos países afetam o tamanho do multiplicador fiscal. As características analisadas foram: o grau de desenvolvimento, o grau de flexibilidade do câmbio, abertura comercial, dívida pública e composição do gasto público (nível de investimento público). Os pesquisadores concluíram, em primeiro lugar, que estas características exercem grande influência sobre os multiplicadores fiscais. Além disso, concluíram também que os gastos correntes do governo, na maioria dos casos, têm pequeno impacto sobre o crescimento, o que os leva a criticar políticas discricionárias de estabilização de curto prazo. A médio/longo prazo, o impacto dos gastos correntes varia consideravelmente: dependendo de características como abertura comercial e flexibilidade do câmbio pode haver um impacto positivo, nulo ou até negativo sobre a produção (ILZETZKI et al., 2013, p. 14). Os autores são críticos em relação às tentativas de explorar o multiplicador fiscal como motor do crescimento, uma vez que a abertura comercial, a flexibilidade do câmbio e o nível de endividamento se mostram inversamente proporcionais ao efeito multiplicador. Como estas características são consideradas pelos autores como essenciais para a maioria dos países, então não seria interessante ou efetiva a busca pela expansão da produção via orçamento público. Em relação aos países em desenvolvimento, os pesquisadores aconselham ainda que não sejam realizadas políticas fiscais pró-cíclicas, e afirmam que “a falta de habilidade de poupar em bons momentos aumenta significativamente a chance de que maus momentos culminem em graves crises fiscais” (ILZETZKI et al., 2013, p. 253).

Silva, Carvalho e Ribeiro (2013) analisaram a política fiscal da zona do euro, pelo lado do gasto e da arrecadação, de forma agregada e desagregada. Foram utilizados dados anuais desde 1998

até 2008 e um modelo PVAR. As conclusões dos autores, de maneira geral, estão em linha com as conclusões dos demais trabalhos a respeito do ciclo econômico e da dinâmica gasto/arrecadação: na recessão, o multiplicador é maior; os tributos sempre reduzem o produto, enquanto os gastos possuem um diferencial de composição. Há ainda diferenças de curto e longo prazo, sendo o efeito de longo prazo maior.

Auerbach e Gorodnichenko (2012) utilizaram um STVAR para desenvolver um trabalho empírico de estimação dos multiplicadores fiscais dos Estados Unidos em três partes: no primeiro modelo, analisaram as diferenças entre os períodos de recessão e expansão econômica; no segundo, avaliaram a composição dos tipos de gastos públicos; no terceiro, utilizaram um controle para expectativas de choques fiscais. Os autores concluíram que as três formas de definir o modelo apresentam resultados relevantes. Os modelos desenvolvidos nesse trabalho são amplamente utilizados como referência para outros estudos de multiplicadores fiscais, pois flexibilizam a abordagem do trabalho seminal de Blanchard e Perotti (2002), que se baseia em multiplicadores médios ao longo do tempo.

Ainda existem poucos trabalhos que aplicam o método GMM com variáveis instrumentais para análise de política fiscal. A estimação GMM exige que menos pressupostos sejam satisfeitos, em relação a outras abordagens como Mínimos Quadrados Ordinários e Máxima Verossimilhança, para que a consistência seja verificada. No caso da estimação de multiplicadores fiscais, o viés de endogeneidade existente nas estimações mais tradicionais, como dados empilhados, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios, é corrigido com o uso do GMM em painel, o que representa um avanço na análise de multiplicadores.

Brückner e Tuladhar (2014) estimaram multiplicadores de 47 governos municipais japoneses nos anos 1990, período de contração econômica no Japão, utilizando o modelo GMM-System (BLUNDELL e BOND, 1998) em um painel dinâmico. Foram feitas também as estimações via MQO e EF para checagem de robustez. As estimativas em GMM se mostraram maiores que os valores estimados com os demais métodos em todos os modelos. Foram feitas diversas análises desses multiplicadores: investimentos vs gasto total; tamanho do multiplicador local vs nacional; tipos de gastos (transferências para firmas, assistência social, construção e gasto com pessoal); entre outras. Concluiu-se que houve efeito positivo e significativo sobre a atividade econômica dos gastos municipais com investimentos e que tal efeito é maior do que o multiplicador dos investimentos do governo central, o que pode sugerir que os governos locais têm maior capacidade de decisão sobre a realização dos melhores investimentos. Quanto aos

tipos de gasto, o maior multiplicador estimado foi o de transferências para empresas (5,62), que geraram elevação do investimento privado, do emprego e dos salários reais. A assistência social apresentou multiplicador de grande magnitude, negativo e significativo (-3,88); construção apresentou efeito positivo e significativo (1,38), enquanto gasto com pessoal não foi estatisticamente significativo.

Contreras e Battelle (2014) estimaram multiplicadores fiscais via GMM a partir de um painel de 55 países, incluindo países da América Latina (e o Brasil), Ásia e OCDE. Os dados são de 1988 a 2010 e o método MQO também foi estimado para fins de comparação, apesar de ter resultado viesado. O modelo utilizado foi o de vetor autorregressivo estrutural (SVAR). As estimativas mostram um efeito multiplicador de aproximadamente 0,3 no curto prazo e entre 0,9 e 1,0 no longo prazo. Logo, a pesquisa dá suporte ao uso de políticas fiscais contracíclicas. Além disso, há efeito positivo dos gastos públicos sobre consumo privado e emprego, estando, portanto, de acordo com a teoria keynesiana. Os pesquisadores também concluíram que o multiplicador é mais alto em países em desenvolvimento, em comparação a países de renda elevada; e que, em economias com dívida elevada, o multiplicador tende a zero; havendo também influência do tipo de regime cambial e do grau de abertura da economia.

Um exemplo desta aplicação no caso do Brasil é o estudo de Cruz, Teixeira e Braga (2010). Foram analisados, entre outros pontos, os efeitos da composição de gastos do governo brasileiro (considerando os governos Federal e Estadual, de forma agregada), especialmente considerando infraestrutura e capital humano, sobre o crescimento econômico e a redução da pobreza no período 1980 a 2007. Foi construído um sistema de equações simultâneas estimadas pelo método GMM proposto por Hansen (1982). As elasticidades dos gastos com saúde e educação sobre o PIB *per capita*, a produtividade e a redução da pobreza se mostraram muito relevantes e significativas. Um aumento de 1% nos gastos com educação e cultura geraria aumento de 0,27% da renda *per capita*, enquanto o mesmo aumento nos gastos com saúde resultaria em aumento de 0,21% no PIB *per capita*. Os gastos em construção de estradas e geração de energia também apresentam resultados significativos, embora em menor dimensão (elasticidades de 0,0056 e 0,0051, respectivamente). A respeito dos efeitos marginais indiretos dos gastos públicos, os resultados mostram que gastos com educação e cultura e com saúde e saneamento possuem grande efeito sobre redução da pobreza, com a elevação do PIB *per capita* e com o aumento no índice de produtividade total dos fatores. Um aumento de R\$100 milhões nos gastos com cultura e educação, por exemplo, produz, segundo o estudo, a saída de 12.217 pessoas da pobreza, uma elevação de R\$7,40 no PIB *per capita* e aumento de 0,11 unidades no índice de



produtividade. Algumas lacunas que não são preenchidas por esse trabalho são: a desagregação por ente federativo, uma vez que são usados os dados de gastos Federais e Estaduais de forma indissociável; e a separação dos gastos em funções únicas (sem somar, por exemplo, saúde e saneamento). A análise mais detalhada desses dois aspectos é relevante para o direcionamento mais preciso da política fiscal e da coordenação entre os três níveis de governo.

Francisco (2017) é o exemplo de trabalho mais próximo ao que é apresentado neste trabalho. Francisco estimou, por meio de modelos de Efeitos Fixos (EF) e GMM-System, os multiplicadores fiscais dos municípios brasileiros com dados de 1999 a 2012. As categorias exploradas no trabalho são divididas em três grupos: despesas correntes e de capital; despesas com pessoal e com investimentos; e, por último, cinco funções do estado (educação e cultura; saúde e saneamento; transportes; comunicação; e defesa). No entanto, o autor não encontrou uma especificação adequada para instrumentalizar as variáveis endógenas do modelo, de forma que suas estimações GMM-System não são robustas. A estimação por Efeitos Fixos foi, portanto, escolhida como a estimação preferencial do trabalho. Quanto às funções, a estimação EF forneceu multiplicador positivo e significativo nos gastos com comunicação e defesa; multiplicador negativo e significativo nos gastos com saúde e saneamento e não houve significância estatística dos estimadores relacionados às despesas com transporte e educação e cultura.

Então, o presente trabalho contribui para a literatura econômica ao desenvolver a estimação dos multiplicadores fiscais dos municípios brasileiros via GMM com uso de variáveis instrumentais, uma metodologia robusta à endogeneidade existente na relação entre gastos e PIB. Além do foco sobre os governos municipais, a desagregação por função desempenhada pelo poder público e, por fim, as estimações de curto e de longo prazos, se diferenciam dos demais estudos existentes, como se buscou demonstrar nesta revisão da literatura empírica.

### **1.3 DADOS E METODOLOGIA**

#### **1.3.1 Base de Dados**

Os dados utilizados nas estimações deste trabalho estão no formato de um painel de seis anos - 2011 a 2016 - e têm como unidades de observação os municípios brasileiros. Tal estrutura é chamada de “painel curto”, devido ao pequeno número de pontos no tempo em relação à quantidade de unidades (5.541 municípios), e possui algumas propriedades, explicadas adiante. A escolha dos anos se deve, em parte, à disponibilidade dos dados, em parte, à estrutura do painel que se desejou construir, dadas as propriedades dos métodos aplicados. Vale ressaltar

que o período abrange momentos distintos em relação ao crescimento econômico do Brasil, considerando a crise político-econômica a partir de 2015. Apesar de haver evidências de que o multiplicador fiscal apresenta diferenças quanto às fases do ciclo econômico (AUERBACH e GORODNICHENKO, 2012; SILVA et al., 2013; ORAIR et al., 2016; GRUDTNER e ARAGON, 2017), essa característica não é explorada neste trabalho.

A Secretaria do Tesouro Nacional (STN) fornece, no Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (SICONFI), dados das contas anuais dos Estados, Municípios e do Distrito Federal. Desta fonte, foram utilizados os dados de despesas por função desempenhada, classificados em 28 categorias (além de diversas aberturas dessas funções), sendo elas: educação, saúde, assistência social, previdência social, saneamento, segurança pública, defesa nacional, administração, legislativa, judiciária, cultura, urbanismo, energia, transporte, encargos especiais, entre outras. O dado de Produto Interno Bruto (PIB) dos municípios, a variável explicada do modelo, é disponibilizado pelo IBGE.

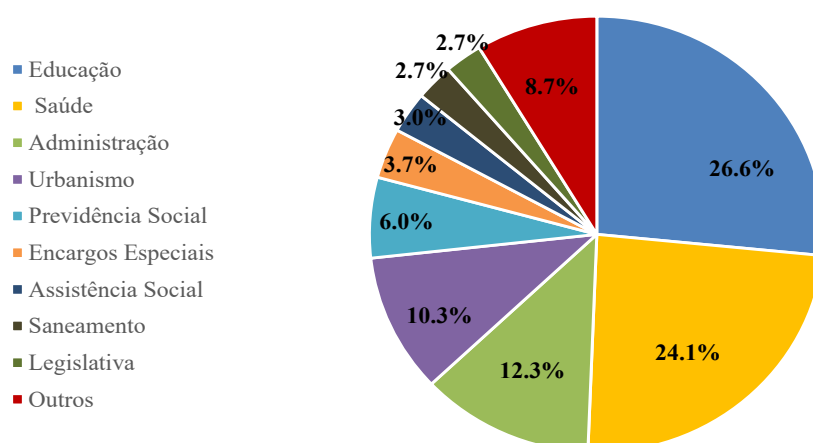
Como controles foram utilizadas quatro variáveis: receitas dos municípios, que podem afetar tanto o nível de gastos quanto o PIB (seguindo a metodologia de Blanchard e Perrotti (2002), que ressalta a importância de inclusão da variável de arrecadação); população; número de matrículas por docente; e mortalidade infantil. Em linha com o trabalho de Divino e Silva Júnior (2012), as duas últimas buscam capturar o efeito do grau de desenvolvimento do município em áreas chave, mitigando o viés que seria gerado ao omitir tais características. Os autores ressaltam que existe evidência na literatura internacional de que gastos correntes afetam de maneiras diferentes o crescimento de países com distintos níveis de desenvolvimento e, por isso, incluíram tal efeito também ao nível municipal.

Os dados de população e receitas foram retirados da base do STN. O departamento de informática do Sistema Único de Saúde do Brasil (DATASUS) fornece os dados para o cálculo da mortalidade infantil (número de óbitos infantis sobre número de nascimentos para cada município e cada ano de interesse). A variável que representa a qualidade da educação foi elaborada com dados da Sinopse Estatística da Educação Básica, do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), calculando o número de matrículas sobre o número de docentes, considerando os ensinos Fundamental e Médio, público e privado, para cada município e cada ano do painel. Todas as variáveis monetárias foram deflacionadas utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) nacional referentes ao período, dado disponibilizado pelo IBGE.

Neste trabalho são apresentadas as estimações dos multiplicadores de apenas cinco das 28 funções do governo municipal: educação, saúde, assistência social, previdência social e saneamento. Essa escolha se deve, em primeiro lugar, às relações teóricas existentes entre tais gastos e o PIB, uma vez que diversos estudos, aplicados ao caso brasileiro em diferentes níveis de governo e também a outros países, apontam os efeitos positivos sobre o PIB decorrentes de gastos sociais (CRUZ et al., 2010; SILVA e TRICHES, 2014; IPEA, 2011; ROCHA e GIUBERTI, 2007; WANG, 2011). Já o gasto em saneamento possuiria, em tese, um forte componente de investimentos em infraestrutura, gasto que é visto na literatura econômica como mais produtivo, sendo o multiplicador de investimento público aproximadamente 0,5 unidade maior que o multiplicador de gastos correntes do governo, segundo compilado de 104 diferentes estudos a respeito de efeitos multiplicadores (GECHERT, 2015).

A proporção de cada gasto sobre o total dos gastos municipais também justifica tal escolha. As cinco funções selecionadas estão entre as oito maiores despesas dos municípios, sendo administração, urbanismo e encargos especiais (pagamento de juros da dívida) as demais despesas que configuram os oito maiores gastos. É apresentada na Figura 2 a divisão percentual das despesas municipais, em média. Os gastos mais substanciais dos municípios brasileiros são, com grande margem, saúde e educação, o que está relacionado à existência de valores mínimos constitucionais para os gastos em tais áreas, definidos para as três esferas do governo (União, Estados e Municípios). Para os municípios, esses mínimos são de 15% da arrecadação de impostos destinados à saúde (Lei Complementar nº 141, 2012) e 25% à educação (Constituição Federal 1988, art. 212).

**Figura 2.** Distribuição média dos gastos municipais no período 2011-2016



Fonte: Elaboração própria, dados da Secretaria do Tesouro Nacional.

No Apêndice A são apresentadas as estatísticas descritivas de cada uma variável de gastos utilizada neste trabalho, para o último ano. Os municípios foram agrupados por tamanhos, para melhor visualização dos dados.

## 1.3.2 Metodologia

### 1.3.2.1 Modelos de Dados em Painel com Regressores Estritamente Exógenos

Supondo que o modelo teórico a ser estimado pode ser representado pela equação (1.1):

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'x_{it} + u_{it} \quad (1.1)$$

Na qual  $y_{it}$  representa a observação da variável  $y$  para a  $i$ -ésima unidade no ano  $t$ , sendo  $i = 1, 2, \dots, N$  e  $t = 1, 2, \dots, T$ ;  $\beta$  é um vetor de dimensão  $(k \times 1)$  de parâmetros desconhecidos;  $x_{it}$  representa um vetor de dimensão  $(k \times 1)$  contendo as variáveis explicativas de cada um das  $i$  unidades no período  $t$ ;  $\alpha_i$  é um efeito específico a cada unidade, que não varia no tempo e não é observado; e  $u_{it}$  é o termo de erro (PESARAN, 2015).

A estimação dessa regressão usando o modelo de dados empilhados (via estimador de Mínimos Quadrados Ordinários) assume que o intercepto da função é homogêneo a todas as unidades do painel, isto é,  $\alpha_i = \alpha$ , para todo  $i$  e, caso exista um alto grau de heterogeneidade entre os termos  $\alpha_i$ , a estimação será viesada. A consistência do estimador  $\hat{\beta}_{MQO}$  depende ainda de que os regressores ( $x_{it}$ ) sejam estritamente exógenos, os erros não sejam correlacionados entre as unidades do painel, que os efeitos específicos  $\alpha_i$  omitidos no termo de erro não sejam correlacionados com os termos de erro e, por fim, que a estrutura do painel seja de “N grande e T curto”.

A estimação pelo modelo de Efeitos Fixos *One-Way*, por outro lado, elimina o viés dos estimadores provocados pela omissão dos efeitos individuais  $\alpha_i$ . Ou seja, ao estimar a regressão por Efeitos Fixos, controla-se a heterogeneidade não observada entre as unidades do painel. As hipóteses necessárias para a consistência de  $\hat{\beta}_{EF}$  são as mesmas daquelas de  $\hat{\beta}_{MQO}$ . O modelo de Efeitos Fixos pode incluir ainda um efeito específico à unidade de tempo  $t$  e, nesse caso, é chamado de modelo de Efeitos Fixos *Two-Way*:

$$y_{it} = \alpha_i + d_t + \beta'x_{it} + u_{it} \quad (1.2)$$

Na qual  $d_t$  é o efeito fixo associado às unidades de tempo.

Apesar de ser comumente utilizado para estimar regressões com dados em painel, inclusive para a estimação de multiplicadores fiscais, o modelo de Efeitos Fixos apresenta alguns problemas.

Uma questão crucial é que tal modelo é adequado para análises de painel estático, ou seja, não se ajusta bem à modelagem de relações dinâmicas, nas quais observações de períodos passados afetam as realizações correntes. Portanto, ao estimar relações em que o componente de persistência no tempo é relevante, a abordagem de Efeitos Fixos não é a ideal (IMAI e KIM, 2019). Além disso, o estimador de Efeitos Fixos exige que os regressores sejam estritamente exógenos para que sejam obtidas estimativas não viesadas. O presente trabalho busca contornar esse problema por meio da utilização de um estimador robusto à endogeneidade e à causalidade reversa entre regressores e regressandos.

### **1.3.2.2 A Questão da Endogeneidade na Estimação de Multiplicadores Fiscais**

A estimação de multiplicadores do gasto público apresenta problemas de endogeneidade. A endogeneidade ocorre quando pelo menos uma variável explicativa apresenta correlação com o termo de erro estocástico, ou quando dois termos de erro apresentam correlação, no caso de modelos de equação estrutural. Ao estimar uma regressão deste tipo, incorre-se no risco de gerar um viés de endogeneidade, o que pode levar a conclusões equivocadas a respeito da relação entre as variáveis e a interpretações teóricas errôneas (ULLAH et al., 2018).

No caso da regressão de multiplicadores fiscais, existe dupla causalidade teórica entre as variáveis PIB e gastos públicos (simultaneidade). Por um lado, o nível de gastos afeta o PIB via multiplicador e, por outro, o PIB influencia o nível de gastos devido ao pagamento de seguro-desemprego, assistência social e outros dispêndios anticíclicos que os governos desempenham. Além disso, o PIB apresenta importante componente de persistência no tempo, de modo que é recomendada a especificação de um modelo dinâmico, isto é, com utilização da variável explicada defasada como variável explicativa.

Uma estratégia recomendada para resolver tais questões para dados em painel dinâmico é a utilização do Método de Momentos Generalizado (GMM) com uso de variáveis instrumentais. Tal abordagem transforma os dados já existentes no modelo e fornece estimações consistentes mesmo na presença de endogeneidade de diferentes fontes (ROODMAN, 2009; TOVAR-GARCÍA, 2017; ULLAH et al., 2018). Em comparação aos estimadores mais tradicionais - MQO e Efeitos Fixos -, a estimação por GMM gera resultados robustos ao corrigir o viés de endogeneidade e causalidade reversa (ULLAH et al., 2018).

O procedimento de estimação GMM é um caso mais geral de outros métodos, como Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Máxima Verossimilhança (MV), uma vez que exige que menos pressupostos sejam satisfeitos para sua consistência. Há duas especificações alternativas de

estimação GMM com uso de variáveis instrumentais: GMM-Difference (ARELLANO e BOND, 1991) e GMM-System (BLUNDELL e BOND, 1998). Ambas são adequadas para estruturas de painel com muitas unidades de observação e poucos pontos no tempo (“T pequeno, N grande”) e incorporam ainda as seguintes hipóteses sobre o processo gerador de dados, de acordo com Roodman (2009, p. 99): o processo pode ser dinâmico; pode haver efeitos fixos individuais; alguns regressores podem ser endógenos; as perturbações idiossincráticas (ou seja, não fazem parte dos efeitos fixos) podem apresentar padrões individuais de heterocedasticidade e correlação serial; as perturbações idiossincráticas são não correlacionadas entre as observações; e alguns regressores podem ser predeterminados, mas não estritamente exógenos. Assume-se ainda que os únicos instrumentos disponíveis são “internos” à amostra, ou seja, as diferenças e as defasagens das variáveis do modelo. A seguir são discutidos mais detalhadamente os modelos GMM.

### 1.3.2.3 Modelo Dinâmico

Seguindo Pesaran (2015), a regressão dinâmica pode ser definida, de maneira geral, pela equação (1.3):

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda y_{i,t-1} + \beta' x_{it} + u_{it} \quad (1.3)$$

Na qual  $\alpha_i$  representa os efeitos individuais não observados específicos a cada unidade do painel e invariantes no tempo e  $u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$  é o termo de erro. Uma estratégia possível para eliminar os efeitos fixos é tirar a primeira diferença da equação (1.3):

$$\Delta y_{it} = \lambda \Delta y_{i,t-1} + \beta' \Delta x_{it} + \Delta u_{it} \quad (1.4)$$

No entanto, este procedimento não elimina o problema de correlação entre  $\Delta y_{i,t-1}$  e  $\Delta u_{it}$  e, assim, o estimador MQO é inconsistente. Como demonstrado por Arellano e Bond (1991), as variáveis em nível defasadas são instrumentos válidos para as variáveis endógenas, por exemplo: a variável  $y_{i1}$  é um instrumento válido para  $(y_{i2} - y_{i1})$ . A matriz de variáveis instrumentais é dada pela equação (1.5):

$$Z = (W, \Delta X) \quad (1.5)$$

Em que  $W = \begin{pmatrix} W_1 \\ \vdots \\ W_n \end{pmatrix}$ ,  $\Delta X = \begin{pmatrix} \Delta X_1 \\ \vdots \\ \Delta X_n \end{pmatrix}$  e  $W_i = \begin{pmatrix} y_{i1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,T-2} \end{pmatrix}$ .

Aplicando o método de momentos, obtemos o estimador GMM:

$$\hat{\gamma}_{GMM} = (G'ZS_NZ'G)^{-1}G'ZS_NZ'\Delta y \quad (1.6)$$

Na qual  $\hat{\gamma}_{GMM} = (\hat{\lambda}_{GMM}, \hat{\beta}'_{GMM})$ ,  $G = (\Delta y_{-1}, \Delta X)$  e  $S_N = (\sum_{i=1}^N Z'_i \hat{u}_i \hat{u}'_i Z_i)^{-1}$  é a matriz de pesos assintoticamente ótima, que define o estimador “two-step”.

O estimador GMM-Difference, no entanto, tende a apresentar instrumentos fracos, à medida em que a variável  $y_{it}$  se aproxima de um passeio aleatório e quando o número de pontos no tempo do painel é relativamente pequeno (BLUNDEL e BOND, 1998). Neste caso, é possível usar as diferenças defasadas das variáveis como instrumentos nas equações em nível. O estimador GMM-System combina condições de momento para as variáveis em primeiras diferenças com as condições de momento para as variáveis do modelo em nível, ou seja, a estimação inclui tanto defasagens em primeiras diferenças quanto defasagens em nível das variáveis explicativas como instrumentos (BUN e WINDMEIJER, 2009; TOVAR-GARCÍA, 2017). O GMM-System utiliza a seguinte matriz de instrumentos:

$$W_i^+ = \begin{pmatrix} W_i & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{pmatrix}.$$

Considerando característica de persistência da série, além da evidência fornecida por simulações de Monte Carlo (BLUNDELL e BOND, 1998) de que esse estimador apresenta importante ganho de eficiência em amostras finitas em relação ao GMM-Difference, optou-se então por utilizar neste trabalho o estimador GMM-System. Existem ainda duas opções de métodos de transformação das variáveis: *one-step* e *two-step*. O método *two-step* apresenta algumas vantagens<sup>7</sup>, especialmente no caso de uma base de dados desbalanceada (ULLAH et al., 2018), como é o caso da base de dados dos municípios brasileiros. É importante ressaltar que os resultados deste trabalho são robustos ao problema apresentado por Windmeijer (2005) de subestimação dos erros-padrão nas estimações *two-step*, já que o comando utilizado no software STATA corrige tal problema (ROODMAN, 2009).

Após a estimação por GMM, a fim de avaliar a especificação das regressões, dois testes devem ser levados em consideração: teste de Hansen e teste Arellano-Bond. A validade dos instrumentos utilizados no modelo é testada por meio do teste de sobreidentificação de Hansen (1982). Um modelo é dito sobreidentificado se o número de condições de momento ( $r$ ) excede o número de parâmetros ( $q$ ) (PESARAN, 2015). Neste caso, é preciso testar a hipótese de que

<sup>7</sup> Para maiores detalhes, ver Arellano e Bover (1995) e Roodman (2009)

existem  $(r - q)$  condições de momento linearmente independentes suficientemente próximas de zero (HANSEN, 1982), de forma a validar a especificação do modelo. O teste Arellano-Bond testa a não correlação entre os termos de erro de diferentes períodos, ou seja, avalia a validade da hipótese de não correlação serial dos erros (ULLAH et al., 2018). A regressão estimada por GMM será considerada bem especificada somente se for constatada a não rejeição da hipótese nula em ambos os testes.

#### 1.3.2.4 Estimação dos Multiplicadores Fiscais dos Municípios

As regressões estimadas neste capítulo podem ser representadas pelas equações (1.7) e (1.8):

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_i + \gamma \ln(Y_{i,t-1}) + \beta' \ln(GASTO_{jit}) + \beta'_2 \ln(\varphi_{it}) + d_t + \epsilon_{it} \quad (1.7)$$

$$\beta_{LP} = \frac{\beta}{(1 - \gamma)} \quad (1.8)$$

Em que, para cada município  $i$  e período  $t$ , com  $t = 2011, 2012, \dots, 2016$ , e  $i = 1, 2, \dots, 5541$ ,  $Y_{it}$  representa o PIB;  $Y_{i,t-1}$  é a defasagem de um período do PIB;  $GASTO_{jit}$  representa o gasto dispendido com a função  $j$ , isto é,  $j = \text{saúde, educação, assistência social, previdência social, saneamento}$ ; o vetor  $\varphi_{it}$  contém as variáveis de controle (população, mortalidade infantil, qualidade da educação, receitas e região);  $d_t$  representa as variáveis do tipo *dummy* de tempo; e  $\epsilon_{it}$  é o termo de erro. O efeito fixo  $\alpha_i$  apresenta as características descritas na seção 1.3.2.3. O coeficiente  $\beta_{LP}$  representa o efeito de longo prazo dos gastos sobre o PIB, obtido quando  $Y_t = Y_{t-1}$ , ou seja, no estado estacionário.

O estimador  $\hat{\beta}_{GMM}$  fornece informação a respeito do efeito de curto prazo do gasto público sobre o produto, ou seja, é possível analisar como o aumento nos gastos impacta o PIB corrente. No entanto, o modelo proposto na equação (1.7) permite avaliar o impacto tanto de curto quanto de longo prazo do aumento dos gastos sobre o PIB. A fim de observar se um impulso pontual nos gastos (curto prazo) apresenta a característica cumulativa sobre o PIB, os coeficientes de longo prazo também foram calculados, a partir da equação (1.8), para todas as funções selecionadas.

O objetivo principal deste capítulo é estimar o efeito dos gastos no produto em um modelo dinâmico, ou seja, encontrar  $\hat{\beta}_{GMM}$ , um estimador GMM-System *two-step*, conforme discutido na seção 1.3.2.3. Ao realizar a estimação pelo método GMM, é necessário determinar se cada variável inserida como explicativa é considerada endógena ou exógena, ou seja, se pretende-se supor que a variável em questão determina o valor da explicada e, simultaneamente, é



determinada por ela, ou se a causalidade existe em apenas um sentido (da explicativa para a explicada). Essa escolha se baseia na teoria que dá suporte ao modelo que se deseja estimar e nas relações teóricas que se estabelecem entre as variáveis - no caso deste trabalho, as especificidades das dinâmicas orçamentárias dos governos municipais. Nas cinco estimações deste trabalho, foram consideradas endógenas as variáveis: PIB defasado, o gasto em questão e a mortalidade infantil. As variáveis consideradas exógenas foram: população, qualidade da educação, receitas e as variáveis *dummy* de tempo e região.

**Tabela 1.** Quantidade de municípios por faixa populacional com receitas próprias inferiores ao limiar de 10% da receita total em pelo menos um dos anos (2015-2019)

Faixa populacional	Total de municípios avaliados (A)	Municípios com receitas próprias inferior a 10% (B)	B/A (em %)
Até 5 mil	1252	1245	99,44
5 - 10 mil	1199	1175	97,99
10 - 20 mil	1343	1303	97,02
20 - 50 mil	1101	963	87,47
50 - 100 mil	350	232	66,29
100 - 500 mil	276	99	35,87
> 500 mil	47	4	8,51
<b>Total</b>	<b>5568</b>	<b>5021</b>	<b>90,18</b>

Fonte: Adaptado de Santos, Motta e Faria (2020).

No caso das receitas municipais, a variável foi considerada exógena, levando em conta a característica de grande dependência das receitas em relação às transferências intergovernamentais. Para a grande maioria dos municípios brasileiros, a receita tributária chega a, no máximo, 9% da receita disponível (FERNANDES e WILSON, 2013), e, assim, pode ser considerada pouco influenciada pelo produto municipal. De acordo com análise do IPEA (SANTOS et al., 2020), 90,18% dos municípios apresentaram menos de 10% de arrecadação própria de tributos, em relação à receita total, em pelo menos um dos anos entre 2015 e 2019 (

Tabela 1). Destes, a maior parte (mais de 89%) apresentou essa característica em todos os cinco anos. Segundo dados do mesmo relatório, a participação da arrecadação tributária sobre as receitas totais dos municípios no ano de 2016 variou entre 2,64%, nos municípios com até cinco mil habitantes, e 31,08%, nos municípios com mais de 500 mil habitantes. A participação média<sup>8</sup> foi igual a 5,72%.

Devido aos critérios essencialmente populacionais das transferências intergovernamentais, particularmente do Fundo de Participação dos Municípios (FPM), há uma transferência de recursos dos municípios maiores para os menores e da região Sudeste para as demais regiões (GOMES e MAC DOWELL, 2000), de forma que as receitas totais da maior parte das prefeituras são pouco afetadas pelo PIB local.

## **1.4 RESULTADOS**

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações dos multiplicadores fiscais dos municípios brasileiros por categoria de gasto, considerando as funções selecionadas. Como visto na seção 1.3.2, a estimação GMM-System é o principal resultado deste capítulo, porém as estimações por MQO e Efeitos Fixos serão também reportadas para fins de análise de robustez do resultado. Os testes de Hansen e Arellano-Bond são apresentados ao final de cada tabela de resultados e, em todas as estimações GMM, indicam a validade dos instrumentos utilizados e a validade da hipótese de não autocorrelação serial dos erros.

### **1.4.1 Gastos Municipais com Educação**

Na Tabela 2 são apresentados os resultados dos três modelos de estimação do multiplicador do gasto com educação para o nível municipal. É possível notar a diferença entre os três modelos: segundo a estimação por dados empilhados (MQO), o gasto com educação teria impacto negativo sobre o PIB. Ao controlar para a heterogeneidade individual não observada com o modelo de Efeitos Fixos (EF), houve uma mudança de sentido do efeito, que passou a apresentar um pequeno impacto positivo e significativo. Por fim, ao estimar os parâmetros por GMM, uma abordagem que, além de controlar a heterogeneidade individual, admite uma especificação dinâmica e elimina os problemas de endogeneidade, o efeito positivo e significativo dos gastos com educação sobre o PIB aumentou consideravelmente.

---

<sup>8</sup> Média ponderada pela quantidade de municípios em cada faixa populacional

**Tabela 2.** Resultados: Efeito do Gasto com Educação sobre o PIB

	Dados Empilhados (MQO)	Efeitos Fixos One-way	GMM- System
PIB defasado	.	.	0.5993*** (0.20)
Gasto Educação	-0.0337*** (0.01)	0.0261*** (0.01)	0.2910** (0.14)
População	0.2798*** (0.01)	1.0230*** (0.04)	0.0239 (0.05)
Receitas	0.9965*** (0.01)	0.1095*** (0.01)	0.1675 (0.16)
Matrículas/docente	0.0751*** (0.01)	-0.1921*** (0.01)	-0.0635 (0.05)
Mortalidade Infantil	-0.0866*** (0.00)	-0.0040* (0.00)	-0.1738 (0.20)
Região Norte (omitida)	.	.	.
Região Nordeste	-0.3524*** (0.01)	.	-0.1763* (0.09)
Região Sul	0.4800*** (0.01)	.	0.2480** (0.10)
Região Sudeste	0.1816*** (0.01)	.	0.1106** (0.06)
Região Centro-Oeste	0.4152*** (0.01)	.	0.2345** (0.09)
<i>Dummies</i> de tempo	.	.	SIM
Constante	-1.0302*** (0.09)	7.5971*** (0.40)	-0.7683 (0.63)
Observações	23551	23551	19326
Instrumentos			35
R <sup>2</sup> Ajustado	0.9210	-0.1623	
Teste Arellano-Bond para AR (2) em primeira diferença (p-valor)	.	.	0.7473
Teste de Hansen (p-valor)	.	.	0.1604

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* p&lt;0.10, \*\* p&lt;0.05, \*\*\* p&lt;0.01

O aumento no estimador GMM em relação ao MQO e EF também é observado em Brückner e Tuladhar (2014) e Contreras e Battelle (2014). No trabalho de Neduziak e Correia (2017), foi feita somente a estimação EF, e o resultado apontou efeito negativo dos gastos dos governos estaduais brasileiros com cultura e educação sobre o produto. Os autores apontam o baixo retorno desse tipo de despesa como a explicação para o fenômeno. No entanto, cabe questionar se o efeito do viés presente no modelo não seria também um fator relevante. Os resultados do

presente estudo sugerem que sim. Vale ressaltar, todavia, que Rocha e Giuberti (2007) também analisaram os gastos dos estados brasileiros com educação via modelo de EF e concluíram que há impacto positivo sobre o PIB. Nota-se também na estimação GMM a alta significância estatística do efeito do PIB defasado em um período sobre o PIB corrente, o que reforça o indício da adequação de um modelo dinâmico, e que também está de acordo com os resultados de Brückner e Tuladhar (2014).

Os valores estimados podem ser interpretados como as elasticidades das variáveis em relação ao PIB. Assim, o que o resultado indica é que a elevação de 1% no gasto municipal com educação tem o efeito de elevar em 0,29% o PIB do município ao nível de significância estatística de 5%. Esse resultado é bem próximo daquele estimado no trabalho de Cruz, Teixeira e Braga (2010) para o Governo Federal, que encontrou (via GMM) elasticidade de 0,27 do gasto público com educação em relação ao PIB *per capita* (também significativo a 5%).

Na Tabela 3 é apresentado o coeficiente de longo prazo, que estima a possibilidade de um impulso no gasto com educação afetar o nível do estado estacionário do produto. Verifica-se um coeficiente positivo e significativo, o que indica que, ao elevar os gastos com educação, o governo municipal eleva também a tendência de longo prazo do seu PIB.

**Tabela 3.** Efeito de longo prazo do gasto com educação sobre o PIB

	Estimador do Coeficiente de Longo Prazo
$\hat{\beta}_{LP}$	0.7262** (0.36)

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Com o estimador GMM-System, obteve-se um multiplicador positivo de curto prazo dos gastos municipais com educação sobre a renda do município, o que indica a possibilidade de se realizar políticas contracíclicas via aumento dos gastos com educação. O estimador do efeito de longo prazo é também significativo e aproximadamente 2,5 vezes maior que o efeito de curto prazo. Esse resultado é importante para mostrar que os efeitos do gasto municipal com educação apresentam caráter cumulativo, sendo capaz de alterar a economia do município não só momentaneamente, mas de maneira estrutural. Esse resultado está de acordo com a teoria e com a literatura empírica existente. Os gastos com educação constituem investimento na capacitação

da população, o que proporciona elevação da produtividade do trabalho, do emprego e dos salários, atingindo o nível do produto, bem como o nível de pobreza (CRUZ et al., 2010).

#### **1.4.2 Gastos Municipais com Assistência Social**

A Tabela 4 apresenta os resultados das estimações do multiplicador do gasto com assistência social sobre o produto. A assistência social contempla com a proteção devida às pessoas que dela necessitam, independente de contribuição, ou seja, atinge parcela vulnerável da população.

Cada município possui autonomia para legislar sobre as políticas públicas de assistência social, desde que respeite a Constituição Federal (1988) e a coordenação entre os entes federativos, conforme orientação do Sistema Único de Assistência Social (SUAS). Os recursos destinados para a assistência social municipal contemplam: assistência ao idoso, ao portador de deficiência, à criança e ao adolescente e à comunidade. Alguns exemplos de assistência social municipal são: acolhimento institucional de pessoas e famílias em situação de vulnerabilidade, centros culturais com acesso à internet e benefícios monetários, como o abono de permanência.

Assim como o caso do gasto com educação, observa-se que as três estimativas apresentam resultados positivos e significativos. O estimador GMM é maior que os demais, mais uma vez indicando o viés negativo dos demais estimadores também observados em Brückner e Tuladhar (2014) e Contreras e Battelle (2014). O estimador do componente dinâmico do modelo, o PIB defasado, é significativo, reforçando a importância dessa especificação do modelo.

O estimador GMM, significativo a 5%, indica que a elevação em 1% do gasto municipal com assistência social tem efeito positivo em 0,20% sobre o PIB local. A estimativa EF está próxima daquela encontrada por Neduziak e Correia (2017), que encontraram um estimador de 0,0096 (significativa a 5%) para os gastos dos estados brasileiros com assistência e previdência (analisados em conjunto).

**Tabela 4.** Resultados: Efeito do Gasto com Assistência Social sobre o PIB

	Dados Empilhados (MQO)	Efeitos Fixos One-way	GMM- System
PIB defasado	.	.	0.4651** (0.23)
Gasto Assistência Social	0.0892*** (0.01)	0.0113*** (0.00)	0.2003** (0.10)
População	0.2647*** (0.01)	1.0177*** (0.04)	0.2667** (0.11)
Receitas	0.9058*** (0.01)	0.1185*** (0.01)	0.2702 (0.20)
Matrículas/docente	0.0604*** (0.01)	-0.1932*** (0.01)	0.1099 (0.07)
Mortalidade Infantil	-0.0866*** (0.00)	-0.0043** (0.00)	0.2412 (0.24)
Região Norte: omitida	.	.	.
Região Nordeste	-0.3564*** (0.01)	.	-0.1596* (0.09)
Região Sul	0.4899*** (0.01)	.	0.3868*** (0.14)
Região Sudeste	0.1852*** (0.01)	.	0.1786** (0.08)
Região Centro-Oeste	0.4051*** (0.01)	.	0.2441** (0.11)
<i>Dummies</i> de tempo	.	.	SIM
Constante	-1.0550*** (0.09)	7.7586*** (0.39)	0.7961 (0.64)
Observações	23517	23517	19297
Instrumentos			21
R <sup>2</sup> Ajustado	0.9221	-0.1621	
Teste Arellano-Bond para AR (2) em primeira diferença (p-valor)			0.4944
Teste de Hansen (p-valor)			0.1682

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* p&lt;0.10, \*\* p&lt;0.05, \*\*\* p&lt;0.01

Na Tabela 5 é reportado o efeito de longo prazo da elevação nos gastos com assistência social. O coeficiente é significativo a 10% e consideravelmente maior que o impacto de curto prazo, ou seja, a assistência social em nível municipal, assim como a educação, é um gasto capaz de deslocar a tendência de longo prazo do produto do município. Considerando que as pessoas assistidas são economicamente vulneráveis, este resultado se encontra de acordo com a teoria do multiplicador keynesiano, que tende a ser maior quando a propensão marginal a consumir é

alta. Os benefícios recebidos tendem a ser (quase) inteiramente convertidos em consumo, gerando alto efeito multiplicador e alterando a trajetória da economia.

**Tabela 5.** Efeito de longo prazo do gasto com assistência social sobre o PIB

	Estimador do Coeficiente de Longo Prazo
$\hat{\beta}_{LP}$	0.3744* (0.22)

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

### 1.4.3 Gastos Municipais com Saúde

Na Tabela 6 são apresentados os resultados das estimações do multiplicador de gastos municipais com saúde, usando as três técnicas de estimação. Neste caso, nota-se que as duas primeiras estimativas apresentaram significância estatística, enquanto o estimador GMM não foi significativo. Ou seja, a especificação mais acurada do modelo indica que a elevação nos gastos com saúde em nível municipal não apresenta efeito de curto prazo sobre PIB, que seja estatisticamente diferente de zero. O estimador de efeitos fixos poderia levar a conclusão equivocada a respeito dos resultados esperados de elevação no gasto com saúde. Sendo assim, é possível concluir que, para fins de políticas contracíclicas ou políticas que visem elevar o produto a longo prazo, a elevação nos gastos com saúde não é a melhor estratégia no caso dos municípios.

Em Neduziak e Correia (2017), o estimador EF do multiplicador do gasto dos estados com saúde e saneamento (em conjunto) não apresentaram significância estatística, idem para Rocha e Giuberti (2007). Já Cruz, Teixeira e Braga (2010) estimaram pelo método GMM uma elasticidade de 0,21 do gasto da União e dos estados com saúde sobre o PIB, significativo a 10%.

**Tabela 6.** Resultados: Efeito do Gastos com Saúde sobre o PIB

	Dados Empilhados (MQO)	Efeitos Fixos One-way	GMM- System
PIB defasado	.	.	0.5292*** (0.18)
Gasto Saúde	0.1803*** (0.01)	0.0329*** (0.00)	0.1425 (0.12)
População	0.2247*** (0.01)	1.0103*** (0.04)	0.0725 (0.06)
Receitas	0.8393*** (0.01)	0.1058*** (0.01)	0.3163* (0.18)
Matrículas/docente	0.0873*** (0.01)	-0.1916*** (0.01)	-0.0343 (0.04)
Mortalidade Infantil	-0.0875*** (0.00)	-0.0039* (0.00)	-0.3073* (0.18)
Região Norte: omitida	.	.	.
Região Nordeste	-0.3724*** (0.01)	.	-0.2145*** (0.08)
Região Sul	0.4699*** (0.01)	.	0.1464** (0.06)
Região Sudeste	0.1511*** (0.01)	.	-0.0064 (0.03)
Região Centro-Oeste	0.3867*** (0.01)	.	0.1529** (0.07)
<i>Dummies</i> de tempo	.	.	SIM
Constante	-1.1749*** (0.09)	7.6835*** (0.39)	0.0000 (0.00)
Observações	23523	23523	19307
Instrumentos			35
R <sup>2</sup> Ajustado	0.9225	-0.1600	
Teste Arellano-Bond para AR (2) em primeira diferença (p-valor)			0.2908
Teste de Hansen (p-valor)			0.1938

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

O estimador de longo prazo também não apresentou significância estatística. No entanto, é importante ressaltar que isso não significa que se defenda a redução dos gastos públicos com saúde, uma vez que esses gastos geram diversos outros benefícios econômicos e sociais, inclusive na redução da desigualdade e da pobreza, na elevação da produtividade e na promoção do desenvolvimento humano (CRUZ et al., 2010; OMS, 2010; SILVEIRA et al., 2013; RASELLA et al., 2018; CARDOSO, 2019).



**Tabela 7.** Efeito de longo prazo do gasto com saúde sobre o PIB

	Estimador do Coeficiente de Longo Prazo
$\hat{\beta}_{LP}$	0.3026 (0.27)

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Conforme prevê a Lei Orgânica da Saúde (Lei nº 8.080/1990, Art. 10), os municípios brasileiros podem formar consórcios intermunicipais para o desenvolvimento de ações e serviços de saúde que correspondam ao seu nível de atuação. De acordo com o Ministério da Saúde, havia no Brasil, em 2014, 190 consórcios deste tipo (SALGADO, 2014). Esses consórcios visam o provimento de especialistas médicos ou serviços de maior complexidade, principalmente para municípios de pequeno e médio portes, que buscam obter ganhos de escala através das parcerias (RIBEIRO e COSTA, 2000). Assim, a estimação do multiplicador fiscal do gasto em saúde ao nível municipal individual pode não apresentar significância devido à característica integrada dos serviços mais dispendiosos e ainda pelo efeito de transbordamento que os municípios maiores geram nas cidades próximas.

#### 1.4.4 Gastos Municipais com Previdência Social

Os gastos com previdência em nível municipal também não apresentam, segundo a estimação GMM-System, efeito multiplicador estatisticamente significativo, no curto ou no longo prazo. Assim como no caso do gasto com saúde, o estimador EF levaria a um erro de análise. A previdência municipal representa parcela significativa do orçamento dos governos locais (6% em média no período analisado), e, no entanto, não parece ser um gasto capaz de promover crescimento do PIB.

**Tabela 8.** Resultados: Efeito do Gasto com Previdência Social sobre o PIB

	Dados Empilhados (MQO)	Efeitos Fixos One-way	GMM-System
PIB defasado	.	.	0.8825*** (0.12)
Gasto Previdência Social	0.0028 (0.00)	0.0051** (0.00)	0.0064 (0.00)
População	0.3034***	1.1518***	0.1281**

	(0.01)	(0.05)	(0.06)
Receitas	0.9258***	0.0967***	0.0494
	(0.01)	(0.01)	(0.09)
Matrículas/docente	0.0785***	-0.1914***	0.1034***
	(0.02)	(0.02)	(0.03)
Mortalidade Infantil	-0.1028***	-0.0061**	0.2955***
	(0.01)	(0.00)	(0.09)
Região Norte: omitida	.	.	.
	.	.	.
Região Nordeste	-0.3909***	.	-0.0139
	(0.02)	.	(0.05)
Região Sul	0.4671***	.	0.1825**
	(0.02)	.	(0.07)
Região Sudeste	0.1679***	.	0.0902**
	(0.02)	.	(0.04)
Região Centro-Oeste	0.4002***	.	0.1042*
	(0.02)	.	(0.05)
<i>Dummies</i> de tempo	.	.	SIM
Constante	-0.6802***	6.9608***	0.0000
	(0.11)	(0.56)	(0.00)
Observações	12420	12420	10177
Instrumentos			34
R <sup>2</sup> Ajustado	0.9381	-0.1882	
Teste Arellano-Bond para AR (2) em primeira diferença (p-valor)			0.6743
Teste de Hansen (p-valor)			0.2171

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Vale destacar aqui que os beneficiários desse sistema são os funcionários públicos do município (ativos, inativos e pensionistas), que, embora sejam menos remunerados, em média, que os funcionários estaduais e federais, ainda fazem parte de um grupo economicamente privilegiado dentro da realidade brasileira (o salário médio do funcionário do município era de R\$2,9 mil em 2017) (IPEA, 2019). Assim, é possível supor que os benefícios pagos a essas pessoas, diferentemente dos benefícios de assistência social, não sejam majoritariamente convertidos em consumo (aqui considerando que a propensão marginal a consumir do indivíduo é inversamente proporcional à sua renda), reduzindo o potencial multiplicador desse gasto. Além disso, os sistemas de previdência municipal apresentam amplas disparidades entre diferentes municípios em termos administrativos e institucionais, o que dificulta a análise do conjunto dos municípios brasileiros.

**Tabela 9.** Efeito de longo prazo do gasto com previdência social sobre o PIB

Estimador do Coeficiente de Longo Prazo	
$\hat{\beta}_{LP}$	0.0544 (0.07)

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

#### 1.4.5 Gastos Municipais com Saneamento Básico

A questão do saneamento básico ainda é um problema do desenvolvimento brasileiro. Segundo relatório do Instituto Trata Brasil (SNIS, 2020), 46,85% da população brasileira não tem acesso à coleta de esgoto (dados de 2018). Uma das questões relacionadas a esse problema é a baixa destinação de recursos para a área. Considerando a baixa capacidade arrecadatória da maioria dos municípios e a alta dependência de recursos de transferências recebidas dos Estados e da União (que são, em grande parte, condicionadas), os investimentos necessários para eliminar o problema do saneamento, cujos custos são elevados, acabam não sendo realizados.

**Tabela 10.** Resultados: Efeito do Gasto com Saneamento Básico sobre o PIB

	Dados Empilhados (MQO)	Efeitos Fixos One-way	GMM-System
PIB defasado			0.6242*** (0.07)
Gasto Saneamento	0.0029* (0.00)	-0.0022** (0.00)	0.0128 (0.01)
População	0.2486*** (0.01)	0.8726*** (0.05)	0.2121*** (0.04)
Receitas	0.9975*** (0.01)	0.1181*** (0.01)	0.2671*** (0.06)
Matrículas/docente	0.0915*** (0.02)	-0.1855*** (0.02)	0.1105*** (0.03)
Mortalidade Infantil	-0.0921*** (0.01)	-0.0060** (0.00)	0.1843** (0.08)
Região Norte: omitida	.	.	.
Região Nordeste	-0.3012*** (0.01)	.	-0.0839*** (0.03)
Região Sul	0.5631*** (0.02)	.	0.3228*** (0.06)
Região Sudeste	0.2539*** (0.02)	.	0.1601*** (0.04)
Região Centro-Oeste	0.5489***	.	0.2725***

	(0.02)	.	(0.05)
<i>Dummies</i> de tempo	.	.	SIM
Constante	-1.4818***	9.3571***	0.7122**
	(0.11)	(0.50)	(0.31)
Observações	14688	14688	11925
Instrumentos			33
R <sup>2</sup> Ajustado	0.9254	-0.2669	
Teste Arellano-Bond para AR (2) em primeira diferença (p-valor)			0.2427
Teste de Hansen (p-valor)			0.2767

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Na Tabela 10 é apresentado o resultado da estimação dos efeitos do gasto em saneamento sobre o PIB municipal. Observa-se que no modelo GMM o estimador não foi estatisticamente significativo, e no modelo de Efeitos Fixos, o efeito desse gasto sobre o produto é negativo. Aqui se encontra uma grande janela de oportunidade no crescimento dos municípios brasileiros. Além da questão de saúde pública envolvida, existe um grande potencial não explorado de crescimento via investimentos em infraestrutura de saneamento básico. Atualmente, os investimentos no setor não são suficientes para gerar uma expansão significativa da cobertura dos serviços de saneamento, impossibilitando que eventuais efeitos expansionistas gerem efeitos sobre o PIB.

É urgente que sejam revistos os arranjos institucionais das finanças municipais, os quais limitam a autonomia dos governos, para que se possibilite elevar os investimentos nessa área. O efeito de longo prazo tampouco apresentou estimador estatisticamente diferente de zero, conforme apresentado na Tabela 11.

**Tabela 11.** Efeito de longo prazo do gasto com saneamento sobre o PIB

	Estimador do Coeficiente de Longo Prazo
$\hat{\beta}_{LP}$	0.0339 (0.2)

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Cruz, Teixeira e Braga (2010) analisaram o gasto em saneamento somente em conjunto com o

gasto com saúde (para os níveis federal e estadual, em conjunto). Suas estimativas apontaram que esse gasto é eficiente para a redução da pobreza, elevação do PIB *per capita* e aumento da produtividade total dos fatores. Neduziak e Correia (2017), por outro lado, não tiveram estimador significativo para esse gasto (saúde e saneamento em conjunto) para o nível estadual em uma estimativa EF.

## 1.5 CONCLUSÃO

Este trabalho contribui com a literatura empírica de multiplicadores fiscais subnacionais, com foco na composição do gasto público. Para isso, foram feitas estimativas GMM-System de regressões dos gastos municipais em cinco categorias (educação, assistência social, previdência, saúde e saneamento) sobre o PIB, utilizando dados anuais de 2011 a 2016. A metodologia adotada é adequada para a relação de simultaneidade existente entre o gasto e o produto e para a especificação dinâmica adotada.

As estimações confirmam a importância do PIB defasado como variável explicativa do modelo, corroborando para a adoção do modelo dinâmico, ao invés dos modelos estáticos frequentemente utilizados na estimação de multiplicadores fiscais. As estimações MQO e EF, apresentadas para fins de checagem de robustez, se mostraram coerentes entre os tipos de gasto (sempre subestimadas em relação ao GMM) e próximas de outros estudos semelhantes que adotam tais métodos.

Os resultados mostram que diferentes tipos de gastos apresentam efeitos diversos sobre a atividade econômica. Os gastos com educação e assistência social apresentaram multiplicadores significativos no curto e longo prazo, com efeitos cumulativos no tempo. Considerando o perfil pró-cíclico das arrecadações, os governos tendem a reduzir os gastos em tempos de crise, o que tende a perpetuar a situação de retração econômica, de acordo com os resultados obtidos. Os demais gastos não tiveram estimadores estatisticamente significativos e algumas hipóteses explicativas foram apresentadas. Os resultados expostos apresentam respaldo teórico e se aproximam de outros estudos de multiplicadores fiscais.

## 2 Estimação das Relações Dinâmicas Entre Desigualdade, PIB e Gasto Público Estadual no Brasil (2002-2015)

### 2.1 INTRODUÇÃO

Os critérios de equidade e eficiência são os princípios que devem ser observados no desenho de um sistema tributário, bem como nas decisões de gastos públicos. A compreensão das relações dinâmicas existentes entre a desigualdade de renda, o nível da produção e a política de gastos públicos é essencial para a otimização da atuação do Estado na economia. Para que seja possível obter os melhores resultados em termos de capacidade arrecadatória, provisão de serviços públicos e de impacto sobre a desigualdade de renda é preciso conhecer as falhas e os acertos da atuação do poder público. Nesse sentido, este trabalho representa uma contribuição para o debate público, ao analisar a relação dinâmica existente entre essas três variáveis a nível estadual no Brasil, considerando o período entre 2002 e 2015.

O desenvolvimento da literatura de modelos de crescimento endógeno estimulou o interesse a respeito dos determinantes desse processo, como resultado da história progressa da economia (PARTRIDGE, 1997). Existem, por um lado, correntes teóricas que apontam impacto positivo do aumento da desigualdade sobre o crescimento, sob três argumentos principais (AGHION et al., 1999). O primeiro deles é a hipótese de Kaldor. De forma sucinta, de acordo com a hipótese, a propensão a poupar dos indivíduos mais ricos é superior à dos mais pobres. Supondo que o investimento seja função positiva da poupança, tem-se que quanto mais desigual é a distribuição de renda, maior é o investimento e, portanto, o crescimento. Tal argumento foi formalizado em um modelo de crescimento neoclássico desenvolvido por Stiglitz (1969).

O segundo argumento é o dos custos indivisíveis do investimento: determinados projetos de investimento, especialmente empreendimentos inovadores, apresentam elevado custo de execução. Assim, especialmente em países que não possuem um mercado de crédito bem desenvolvido, a concentração de renda acaba sendo condição necessária para a implementação de tais investimentos (AGHION et al., 1999).

Por fim, o argumento do *trade-off* entre eficiência e equidade, em suma, afirma que sociedades mais igualitárias representam menos incentivo para que os indivíduos elevem seu esforço de produtividade, ocorrendo perda de eficiência produtiva e de crescimento. A abordagem desenvolvida por Mirrlees (1971) parte da ideia do risco moral envolvido em situações nas quais os empregadores não conseguem observar o nível de esforço empreendido pelos trabalhadores. Alguns trabalhos empíricos encontram evidência dessa relação positiva entre

desigualdade e crescimento (DA SILVA, 2020; FORBES, 2000), especialmente em países pobres (BRÜCKNER e LEDERMAN, 2015).

Existem, porém, teorias críticas a essas, que associam o aumento da desigualdade ao menor crescimento do produto. De acordo com Cardoso (2016), existem alguns grupos de teorias que apontam tal relação negativa. Um grupo destaca a baixa propensão a poupar entre os mais pobres e o papel da restrição de crédito na limitação do crescimento: a desigualdade aumenta a incidência de oportunidades de investimentos não exploradas, dada a limitação de acesso ao crédito enfrentado pela base da pirâmide distributiva (BIRDSALL et al., 1996; GETACHEW, 2016). Outro grupo de estudos se baseia na literatura de economia política a respeito do teorema do eleitor mediano<sup>9</sup> e na geração de instabilidade política a partir de maior desigualdade de renda (ALESINA e PEROTTI, 1996; ALESINA e RODRIK, 1994).

As demais teorias, como salienta Cardoso (2016), abandonam os aspectos puramente microeconômicos da relação. Os estudos sob influência de Kalecki (1937), autor que inclui a questão da distribuição de renda dentro da análise do Princípio da Demanda Efetiva (CHAO et al., 2009), também apontam, por esse canal, o efeito negativo da desigualdade sobre o produto. Existem ainda os trabalhos da corrente estruturalista, de influência do pensamento da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL), que apontam os mecanismos pelos quais a alta concentração de renda limita a introdução de modernas técnicas de produção e a comercialização de produtos de alto valor agregado. E, por fim, a autora destaca as teorias que analisam a demanda a partir da estrutura setorial de produção, o perfil das remunerações e a distribuição de renda. Segundo tais estudos, a redistribuição de renda impacta de maneira assimétrica os setores produtivos, o que pode levar a uma mudança na estrutura produtiva da economia (CARDOSO, 2016). Empiricamente, o efeito negativo da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico e na renda agregada é explorado em diversos trabalhos (ATEMS e JONES, 2014; CINGANO, 2014; HERZER e VOLLMER, 2012; SANTIAGO, FUINHAS e MARQUES, 2019).

A causalidade entre a desigualdade e o produto também pode ser analisada no sentido oposto: de que forma o nível do Produto Interno Bruto (PIB) afeta a desigualdade de renda. Um expoente de tal teoria é o trabalho de Kuznets (1955). De acordo com a hipótese de Kuznets, nos primeiros estágios do desenvolvimento econômico a desigualdade tenderia a crescer e, após

---

<sup>9</sup> De acordo com o teorema, em um processo de votação por maioria absoluta, as escolhas políticas serão aquelas que contemplam as preferências do eleitor que ocupa a mediana da distribuição relevante.

atingir seu máximo valor em um estágio intermediário, passaria a decrescer (tendência em formato de U invertido, chamada de “curva de Kuznets”). Evidência empírica dessa teoria é encontrada em trabalhos como de Lin, Huang e Weng (2006). A maior parte dos estudos empíricos aponta relação não linear entre as variáveis desigualdade e PIB. Para economias com baixos níveis de desenvolvimento, o aumento do produto tende a elevar a desigualdade. Para níveis mais elevados, a relação tende a ser negativa ou não significativa (GALOR e TSIDDON, 1997; HUANG et al., 2009)

A forma como a política fiscal pode atuar sobre o crescimento e a desigualdade também é estudada por diversos trabalhos teóricos e empíricos. Algumas teorias de influência da Escola Neoclássica afirmam que existe um equilíbrio de mercado com pleno emprego dos fatores de produção e que a atuação sistemática do governo com objetivo de estimular a demanda gera distorções nesse mercado, reduzindo a eficiência. Empiricamente, o efeito negativo do gasto do governo sobre o crescimento é encontrado em trabalhos como Barro (1996), Alesina e Perotti (1995) e Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013). Evidência de que o corte de gastos teria efeito recessivo dentro de um ano, mas levaria a efeito positivo no longo prazo é encontrada por Alesina et al. (2017).

Por outro lado, diversos trabalhos empíricos encontram evidência do efeito positivo do gasto público sobre o PIB (BLANCHARD e PEROTTI, 2002; BRÜCKNER e TULADHAR, 2014; CONTRERAS e BATTELLE, 2014). Algumas teorias da tradição Neoclássica apontam para a possibilidade de efeito positivo de curto prazo sobre o PIB, decorrente do aumento de gastos do governo. Essas teorias destacam, no entanto, a importância das expectativas dos agentes acerca das políticas fiscal e monetária futuras sobre esse efeito (BLANCHARD, 1990). Já a tradição da Escola Keynesiana afirma que o gasto público é um instrumento de política macroeconômica, capaz de estimular o produto, especialmente em períodos de crise de demanda agregada. O Estado deveria agir, segundo essa corrente de pensamento, como um agente estabilizador da economia, uma vez que não existe tendência natural de pleno emprego em economias de mercado (CARVALHO, 2008).

Quanto à relação entre os gastos públicos e a desigualdade de renda, Bénabou (2000) argumenta que a maior heterogeneidade de renda entre os indivíduos reduz a propensão da sociedade a pagar mais impostos e apoiar políticas de gastos públicos, uma vez que os cidadãos não conseguem concordar quanto às suas preferências. E, ao mesmo tempo, a redução dos gastos redistributivos eleva a desigualdade. Consequentemente, existem dois cenários de estabilidade



possíveis, um com alta desigualdade e pouca redistribuição de renda e outro com a configuração oposta. Outros modelos, baseados no teorema do eleitor mediano, argumentam o oposto: sociedades mais desiguais tendem a promover mais gastos públicos e mais impostos. Parte-se do pressuposto que as pessoas possuem diferentes preferências quanto ao nível ideal de impostos, a depender de sua renda: quanto maior a renda, menor é o nível de impostos desejável. Assim, aplicando o teorema do eleitor mediano, quanto mais equitativa é a distribuição de renda, maior é a renda do eleitor na mediana da distribuição e, conseqüentemente, menor o nível de impostos e de gastos escolhido pela sociedade (ALESINA e RODRIK, 1994). Evidência empírica de que o maior nível de desigualdade eleva o gasto público é encontrada por Boustan et al. (2013).

Então, ainda que se aceite que a menor desigualdade de renda está associada ao maior crescimento econômico, a defesa de políticas redistributivas não se sustentaria apenas com esse argumento. Isso porque a desigualdade poderia estar associada a um menor crescimento, justamente por conta do esforço fiscal de redistribuição (OSTRY, BERG e TSANGARIDES, 2014). Essa ideia se baseia no influente trabalho de Okun ([1975] 2015), segundo o qual a busca por maior igualdade pode reduzir a eficiência da economia e, assim, reduzir o crescimento. Isso ocorreria devido às perdas geradas no processo de redistribuição, como os custos administrativos e o desincentivo ao trabalho (tanto pela parte dos que recebem as transferências do governo, quanto daqueles que pagam impostos). Segundo essa teoria, a desigualdade em si não seria o principal entrave para o crescimento econômico, mas sim o esforço das políticas que buscam mitigá-la.

Como se buscou expor nesta introdução, a relação entre desigualdade de renda, despesas públicas e produto agregado é amplamente explorada por diversos trabalhos teóricos e empíricos, especialmente separadamente, duas a duas. Existe uma gama de teses, brevemente resumidas aqui, a respeito das direções de causalidade e dos sinais possíveis dessas relações (positivo ou negativo), sem consenso entre diferentes hipóteses e vertentes.

Assim, devido às diferentes possibilidades quanto à direção de causalidade entre crescimento, gastos públicos e desigualdade e à evidência de determinação simultânea entre essas variáveis, faz-se necessário analisá-las em conjunto e sem predeterminação teórica de causalidade, estratégia pouco adotada pelos trabalhos empíricos. O presente trabalho se diferencia dentre os estudos a respeito do tema, ao utilizar um modelo de Vetores Autorregressivos em Painel (PVAR), que permite observar a interação dinâmica existente entre os fenômenos, sem uma

direção causal pré-estabelecida. Metodologicamente, o trabalho contribui para a literatura de política fiscal subnacional por aplicar aos dados dos Estados brasileiros uma estratégia empírica ainda pouco explorada. A evidência empírica fornecida por este estudo ajuda a sustentar a argumentação por políticas públicas redistributivas com maior robustez.

## **2.2 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA**

A relação entre gastos, desigualdade e crescimento apresenta relação de interdependência e múltiplas direções de causalidade. Diversos estudos que buscam estimar tais relações abordam a questão da endogeneidade aplicando métodos diferentes daquele utilizado neste trabalho, porém tais métodos não permitem a análise conjunta (dinâmica) das variáveis e a identificação das direções de causalidade. Nesta seção é apresentada uma revisão não exaustiva da literatura empírica que explora as relações entre desigualdade e crescimento, gastos públicos e crescimento, e, finalmente, gastos públicos e desigualdade.

### **2.2.1 Desigualdade e crescimento**

Cammeraat (2020) analisou o efeito de diferentes tipos de gastos do governo na área social sobre a pobreza, a desigualdade e o crescimento econômico, separadamente. Para isso, utilizou uma base de dados em painel, contemplando 22 países da União Europeia ao longo de 26 anos (1990 a 2015). Os métodos aplicados foram Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). As variáveis explicadas das estimações são: taxa de pobreza, coeficiente de Gini da renda disponível, e crescimento do PIB *per capita*. O autor utilizou as variáveis de gastos sociais (em porcentagem do PIB) defasadas em um período ( $t-1$ ) como variáveis explicativas. O crescimento foi inserido como média do crescimento do PIB durante três períodos ( $t$ ,  $t+1$ ,  $t+2$ ) a fim de reduzir o problema de endogeneidade. Conclui-se que os gastos sociais totais são negativamente relacionados à pobreza e desigualdade, e não relacionados ao crescimento do PIB. Além disso, há relevante diferença de efeito entre os tipos de gastos sociais: os gastos na categoria “famílias” têm o maior efeito sobre desigualdade e pobreza; categorias de auxílio desemprego e moradia reduzem a pobreza, mas não a desigualdade; os auxílios aos idosos tem o efeito oposto (reduz a desigualdade, mas não a pobreza). Quanto ao crescimento do produto, somente o gasto com moradia apresenta efeito positivo (com grande magnitude).

O trabalho de Berg et al. (2018) buscou investigar a relação entre redistribuição de renda, desigualdade e crescimento a médio/longo prazo compreendendo uma grande variedade de países, aplicando os métodos GMM-Difference e GMM-System. A base de dados utilizada foi

compilada por Solt (2009) e contém dados de 153 países entre os anos 1960 e 2008. Os autores concluem que a desigualdade é um importante determinante da variável de crescimento: um nível menor de igualdade está relacionado a um maior e mais duradouro crescimento econômico. Os autores ainda concluem que não há evidência robusta de que as políticas de redistribuição de renda sejam de alguma forma prejudiciais ao aumento da renda agregada. E, finalmente, os autores encontram evidência de que o canal de transmissão entre a queda na desigualdade e o crescimento se dá por meio da acumulação de capital humano e pela fertilidade.

Brückner e Lederman (2015) utilizaram um painel de 104 países no período 1970 a 2010, utilizando o método GMM-System, para avaliar os efeitos da desigualdade de renda sobre o PIB *per capita*. Foram utilizados o índice de Gini e ainda a apropriação de renda por quintil, para checar a robustez dos resultados. Considerando todo o painel de dados, foi estimado um efeito negativo da desigualdade sobre o produto a curto e longo prazos. Porém, ao analisar apenas os países pobres, esse efeito muda de sentido. Os autores encontram tal heterogeneidade também no investimento em capital humano, variável que supõem atuar como o canal de transmissão entre a desigualdade e o produto.

O modelo de estimação em Vetores Autorregressivos em Painel (PVAR) é bastante disseminado para análises de desigualdade e crescimento. Esse tipo de metodologia, além de não exigir que os regressores sejam estritamente exógenos, permite uma análise conjunta das variáveis e a estimação de causalidade entre as variáveis do modelo.

Santiago, Fuinhas e Marques (2019) usaram uma abordagem PVAR para estimar os efeitos da desigualdade de renda e da globalização no crescimento econômico. Os autores usaram dados de nove países da América Latina entre 1970 e 2015. Foi encontrada forte evidência de que a desigualdade afeta negativamente o crescimento econômico, além do resultado negativo da globalização sobre o crescimento dos países da região.

Quando aplicada ao nível dos estados ou regiões de um país, a estrutura de dados em painel apresenta a vantagem de reduzir as heterogeneidades individuais entre as unidades de observação, reduzindo a presença de efeitos não observados (NAKAMURA e STEINSSON, 2014).

Atems e Jones (2014) foram os primeiros a aplicar o método PVAR para estudar desigualdade e crescimento ao nível estadual nos Estados Unidos. Os autores utilizaram dados de 48 estados entre 1930 e 2005. Foi encontrada evidência de que, inicialmente, o aumento da desigualdade

pode elevar a renda *per capita*, mas esse efeito é revertido no médio prazo. A médio e longo prazos, a renda se reduz quando há uma elevação da desigualdade.

Onafowora e Owoye (2017) analisaram a dinâmica da desigualdade de renda em cada um dos 50 estados dos Estados Unidos, com dados de 1981 a 2011, utilizando um PVAR. Os autores buscaram investigar, principalmente, se a hipótese de Kuznets seria empiricamente verificada. Foi elaborada uma análise aumentada, considerando a relação dinâmica da desigualdade com a renda *per capita*, a liberdade econômica, permanência na escola, desemprego e envelhecimento populacional. Segundo o estudo, a desigualdade é mais influenciada por mudanças na renda *per capita*, na permanência na escola e no desemprego. A hipótese de Kuznets a respeito da relação em formato de U invertido entre desigualdade e crescimento no longo prazo não é encontrada. Para tais conclusões, os autores apresentaram os resultados da estimação PVAR, da causalidade de Granger e as funções de resposta ao impulso (FRI), além de uma análise de decomposição da variância.

Marchand, Dubé e Breau (2020) analisaram um painel de dados de 284 regiões do Canadá entre 1981 e 2011, com o objetivo de determinar as causas e consequências da desigualdade regional no país. Entre outros procedimentos, os autores estimaram um sistema de determinação simultânea entre o índice de Gini e o crescimento econômico, utilizando um PVAR. A princípio, não foi encontrada causalidade entre as variáveis, em nenhuma direção. Os autores incluíram em uma segunda análise, como variável de controle, a média da renda total defasada. Nesse segundo modelo, há evidência de que a desigualdade afeta positivamente o crescimento no curto prazo (em até cinco anos) e não há efeito significativo na direção oposta. Considerando um prazo de dez anos, os autores encontram bicausalidade entre as variáveis: o aumento do índice de Gini afeta negativamente o crescimento, enquanto o crescimento afeta positivamente o índice de Gini.

O estudo de Koshiyama e Fochezatto (2012) analisou dados dos estados brasileiros a fim de testar a causalidade entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico. Os dados utilizados abrangem o período de 1986 a 2004. Encontra-se evidência de causalidade unidirecional no sentido do índice de Gini para o crescimento do PIB. No curto prazo, o efeito da desigualdade sobre o produto seria negativo, enquanto no longo prazo a relação é ambígua. Os autores sugerem, então, que há evidência de não linearidade entre as variáveis no longo prazo.

Da Silva (2020) também utilizou dados dos estados do Brasil para estimar a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento aplicando o modelo PVAR. O painel de dados abrange o período de 1992 a 2011. O autor usou diferentes medidas de desigualdade em suas estimações: índice de Gini, índice de Theil e o índice 10/40, que é a proporção entre as rendas dos 10% mais ricos e os 40% mais pobres. Segundo os resultados do trabalho, choques positivos na desigualdade levariam ao aumento do crescimento real do PIB *per capita*. Ainda, o choque temporário da desigualdade teria efeito permanente sobre o produto. Já o choque positivo no PIB leva a uma queda na desigualdade. A hipótese formulada para explicar tais resultados é que a elevação da desigualdade estimularia a acumulação de capital em um mercado com insuficiência de crédito, como o Brasil. A proposição de política do trabalho é, então, que sejam elaboradas políticas de redução das imperfeições no mercado de crédito, o que impactaria positivamente o crescimento.

### **2.2.2 Gastos públicos e crescimento**

Quanto à relação entre gastos do governo e crescimento, Sasmal e Sasmal (2016) examinaram o efeito do gasto público em diferentes funções sobre o crescimento da renda *per capita* e a redução da pobreza nos estados da Índia, utilizando os modelos de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios. O período analisado é de 1990/1991 a 2009/2010. Os autores adotaram a estratégia de utilizar defasagens do gasto público para reduzir o problema da endogeneidade. Conclui-se que os gastos públicos em infraestrutura têm importante papel na promoção do crescimento e na redução da pobreza. Os gastos em saúde, educação, bem-estar e previdência social também estimulam o crescimento de forma significativa, mas em menor magnitude. O efeito da taxa de pobreza sobre o produto *per capita* é negativo e estatisticamente significativo.

Hory (2016) estimou multiplicadores de gastos públicos em países desenvolvidos e em desenvolvimento, utilizando um painel composto por 48 países no período 1990 a 2013. Aplicando a abordagem PVAR, a autora concluiu que o multiplicador em países em desenvolvimento é baixo, em torno de zero, enquanto em países desenvolvidos o valor é aproximadamente um.

O trabalho de Combes et al. (2014) apresentou a estimação da resposta do produto a impulsos fiscais, considerando diferença entre países da zona do Euro e outros países do continente, utilizando o modelo PVAR. Foram utilizados dados trimestrais do período 1999 a 2012. Os autores concluíram que os multiplicadores associados ao aumento de gastos apresentam efeitos consideravelmente distintos entre os dois grupos de países: para os países da zona do Euro, o

efeito multiplicador é positivo, enquanto o efeito é negativo nos demais países europeus considerados na amostra. Os autores ainda compararam países da zona do Euro mais e menos afetados pela crise e concluíram que aqueles países mais afetados (Grécia, Itália, Portugal e Espanha) apresentaram multiplicadores dos gastos públicos mais altos que os demais.

Mishra (2019) utilizou dados de 17 estados da Índia, entre 2001/2002 e 2013/2014, para estimar multiplicadores fiscais via PVAR. De acordo com os resultados obtidos, os multiplicadores fiscais de longo prazo seriam maiores que o impacto imediato dos gastos sobre a renda. Além disso, os gastos de capital apresentam um multiplicador maior que os gastos correntes. O autor ainda comparou o multiplicador (positivo) dos gastos com o multiplicador (negativo) da elevação de impostos e concluiu que o saldo líquido sobre a economia é positivo. Ou seja, haverá um efeito positivo sobre o produto a partir da elevação de gastos, mesmo que para isso seja necessário elevar impostos.

### **2.2.3 Gastos públicos e desigualdade**

Já a relação entre gastos e desigualdade é estimada em um painel de países no trabalho de Heimberger (2020). O autor analisou o efeito de consolidações fiscais sobre o índice de Gini por meio da estimação das funções de resposta ao impulso (FRI), com uma base de dados de 17 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) no período 1978 a 2013. O autor concluiu que três anos após o início de um episódio de consolidação fiscal observa-se elevação média de aproximadamente 0,4% no índice de Gini e elevação de 0,6% após sete anos. Ainda se destaca que o aumento da desigualdade é proporcional ao tempo de duração da política de consolidação fiscal, e à sua rigidez. A elevação no índice de Gini também é maior quando o ajuste é baseado em cortes de gastos (ao invés de elevação de impostos) e quando ocorre em período de recessão.

Hailemariam et al. (2020) avaliaram os determinantes de longo prazo da desigualdade nos países da OCDE entre 1870 e 2016, com a metodologia PVAR. Foram utilizadas duas medidas de desigualdade: o índice de Gini e a parcela de renda apropriada pelos 10% do topo da distribuição. Como variáveis explicativas foram consideradas: taxa de juros, abertura comercial, desenvolvimento financeiro, inovação, gastos do governo e endividamento das famílias. Dentre os resultados encontrados, destaca-se que a elevação nos gastos do governo reduz o índice de Gini e a concentração de renda no topo de forma significativa.

Como se buscou mostrar nessa revisão de literatura empírica, embora existam alguns estudos que analisam as relações entre desigualdade, crescimento e gastos, nenhum foca nas relações

dinâmicas entre as três variáveis simultaneamente. O trabalho de Da Silva (2020) é o que mais se aproxima da análise desenvolvida neste trabalho, por considerar os estados brasileiros como unidades do painel de dados. Porém, não são incluídos naquela análise a dimensão dos gastos do governo e seus efeitos sobre a dinâmica do crescimento e da desigualdade conjuntamente. Além disso, o período de análise do estudo de Da Silva (2020) não abrange eventos mais recentes da história econômica brasileira, como os anos de baixo crescimento após 2011 e a crise político-econômica recente, marcada pela reversão da tendência de queda da desigualdade no Brasil a partir de 2014 - somente em 2015, a proporção de pobres no país subiu 19,3% (NERI, 2018).

Assim, faz-se necessário uma análise dinâmica que permita a determinação simultânea entre as variáveis em questão, bem como um estudo que foque na economia brasileira mais recente. O presente estudo busca suprir tal lacuna existente na literatura empírica, aplicando o PVAR, um método atual e ainda pouco explorado em análises subnacionais, para estimar as relações dinâmicas existentes entre desigualdade de renda, crescimento econômico e gastos públicos, a nível estadual no Brasil.

## **2.3 DADOS E METODOLOGIA**

### **2.3.1 Base de Dados**

Uma base de dados em formato de painel consiste num conjunto de observações de várias unidades em vários períodos (PESARAN, 2015, p. 633), ou seja, o painel de dados é um conceito que mistura as ideias de cortes transversais e dados temporais, pois associa uma dimensão temporal e uma dimensão espacial. Por esse motivo, a estrutura em painel apresenta algumas vantagens em relação à estrutura de corte transversal e às séries temporais, como maior grau de liberdade e variabilidade da amostra, gerando estimações mais precisas (HSIAO, 2007). Neste capítulo, a base de dados analisada é um painel abrangendo as 27 Unidades da Federação (UF) do Brasil, com observações no período 2002 a 2015.

Existem três formatos de dados em painel, classificados de acordo com a relação entre o número de unidades (N) e o número de pontos no tempo (T), e cada um deles apresenta características e propriedades distintas. O painel que se deseja estimar é do formato “N grande, T curto”, ou seja, com poucas observações temporais e muitas observações de unidades distintas. Para isso, foi aplicada uma técnica para colapsar os 14 pontos anuais da base original em um número menor, através do cálculo da média das variáveis em janelas de dois anos. Sendo assim, o painel

possui sete pontos de tempo, representando os biênios entre 2002 e 2015, e 27 unidades de observação.

A escolha dos anos se deve à questão de disponibilidade de dados. A série histórica do índice de Gini subnacional no Brasil apresenta uma quebra, devido a mudança de metodologia. Até o ano de 2015 é possível encadear uma série do índice de Gini da distribuição do rendimento mensal, calculado pelo IBGE a partir das informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A partir da Síntese dos Indicadores Sociais 2017, o IBGE passou a utilizar a PNAD Contínua como fonte das informações de rendimento para cálculo do índice, o que gera uma diferença de magnitude e a nova série deixa de ser comparável com a série anterior. Além disso, em 2010, o índice foi calculado a partir do Censo demográfico e tampouco pode ser comparado aos demais anos e, por isso, é um dado faltante na base (problema que é minimizado após colapsar os dados em biênios, tornando o painel fortemente balanceado).

Os dados dos gastos estaduais<sup>10</sup> são fornecidos pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN), no Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (SICONFI). Os dados de Produto Interno Bruto (PIB) dos Estados são disponibilizados pelo IBGE. O efeito da inflação foi descontado das variáveis monetárias: foi feita a conversão dos valores de gastos e receitas para preços de 2015, utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) nacional, disponibilizado pelo IBGE.

O coeficiente de Gini<sup>11</sup> é uma medida de desigualdade que varia entre zero e um (ou cem), na qual zero corresponde à situação teórica de perfeita igualdade entre os indivíduos (todos possuem exatamente a mesma fração da renda) e um (ou cem) representa o extremo oposto, uma pessoa apenas detém toda a renda e os demais não possuem renda. O índice é calculado a partir da Curva de Lorenz.

É apresentada na Figura 3 a evolução do índice de Gini no Brasil, estimado pelo Banco Mundial, no período 2001 a 2018, excetuando-se o ano de 2010. Observa-se que houve importante tendência de queda da desigualdade brasileira. No período total (2001 a 2018) registrou-se a

---

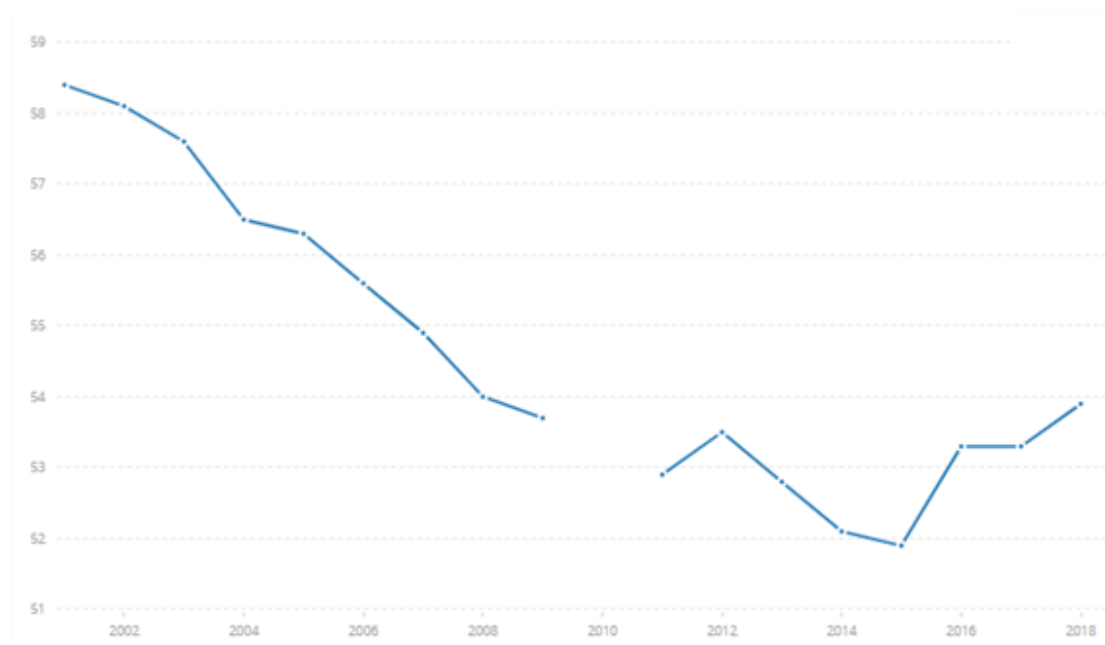
<sup>10</sup> Os gastos considerados são apenas aqueles executados pelas Unidades Federativas.

<sup>11</sup> Uma importante limitação do uso do índice de Gini é a subestimação da renda, especialmente no topo da distribuição, que é característica das pesquisas domiciliares amostrais. Isso ocorre porque a PNAD não capta doações, heranças, transferências esporádicas, ganhos de capital, nem o décimo terceiro salário (SOUZA e MEDEIROS, 2017). Com isso, acaba havendo uma subestimação da desigualdade, especialmente em um país como o Brasil, com alta concentração no topo da distribuição. Essa observação acabou confirmada em 2016, após a divulgação dos dados desagregados do Imposto de Renda de Pessoa Física (IRPF).



queda de 7,7% no coeficiente; considerando somente os anos entre 2002 e 2015, ano a partir do qual houve forte reversão da tendência decrescente, a queda foi de 10,67%.

**Figura 3.** Índice de Gini do Brasil, 2001 a 2018 (com exceção de 2010)

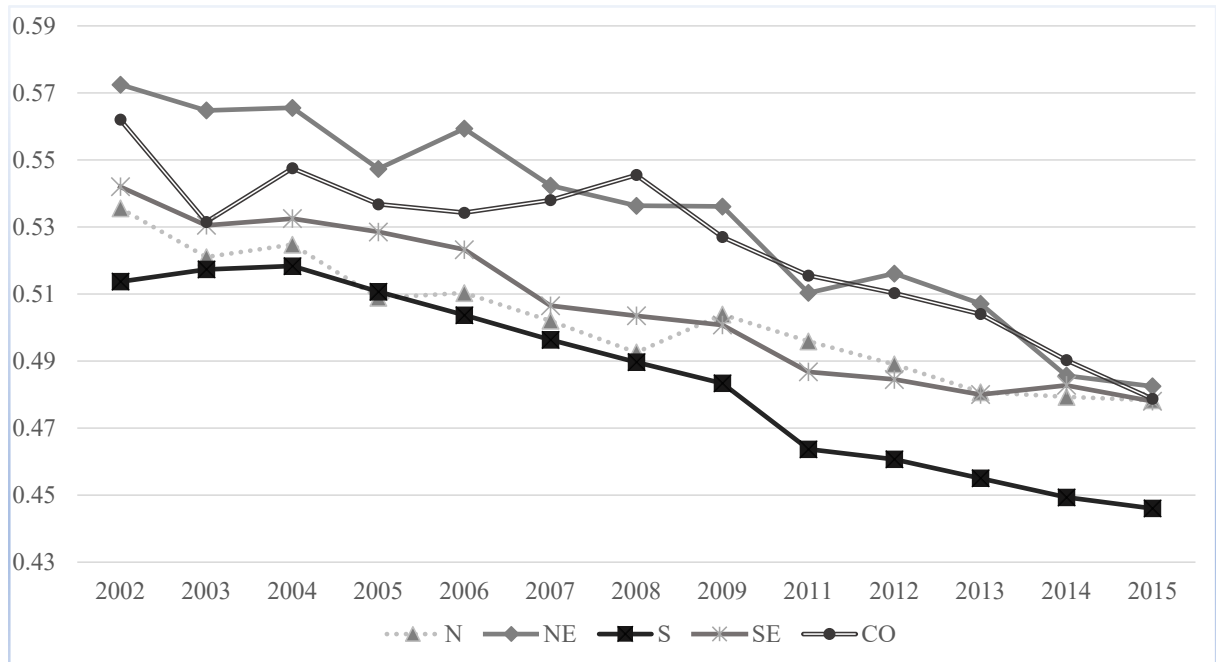


Fonte: Banco Mundial.

Na Figura 4 é apresentada a evolução do índice de Gini no período analisado, por região geográfica. Há forte tendência de queda para as cinco regiões. A região Nordeste apresentou, tanto em 2002, quanto em 2015, a maior desigualdade de renda dentre as cinco, mas foi a região que obteve, no período, a mais relevante redução no coeficiente: 15,72%. A região Sul apresentou a menor desigualdade do país em quase todo o período (à exceção de 2005, quando a região Norte teve o menor índice) e apresentou redução de 13,17% ao longo dos anos analisados. Na região Norte, a queda correspondeu a 10,70%, na região Sudeste, 11,81% e na Região Centro-Oeste, 14,81%.

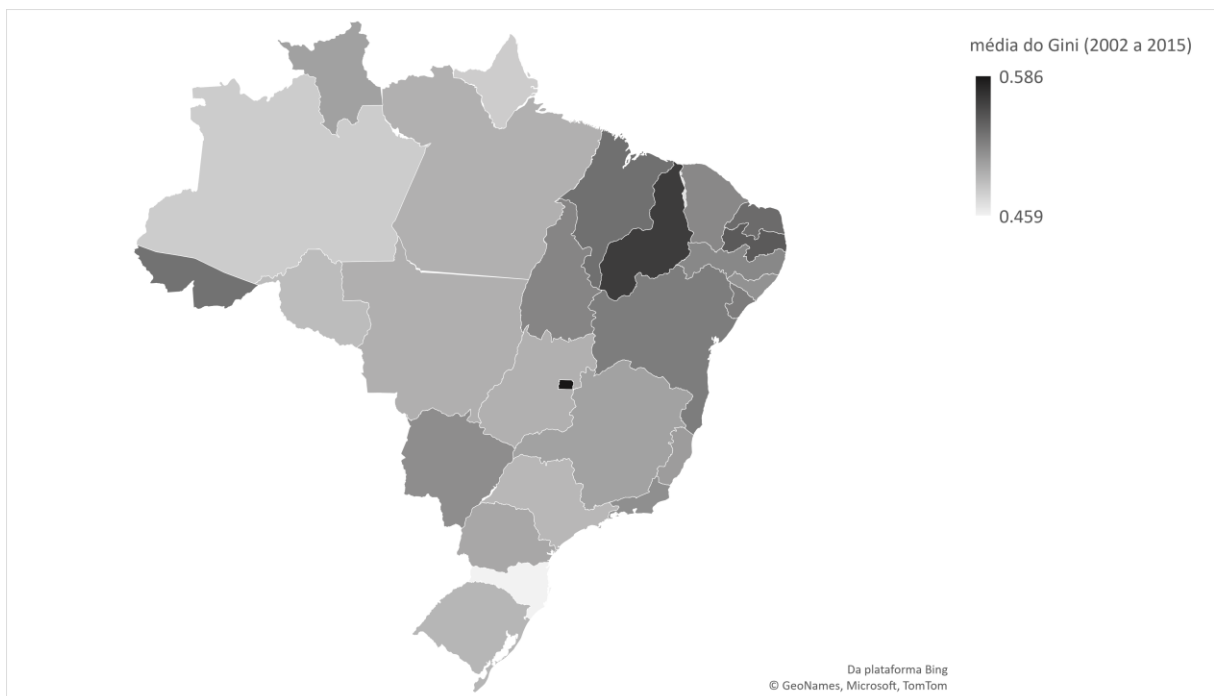
A Figura 5 apresenta a média do índice nos anos analisados, por Unidade da Federação. Nota-se que o Distrito Federal apresentou a maior desigualdade de renda do país (média de 0,586), seguido de Piauí (0,565) e Paraíba (0,547). Já o Estado de Santa Catarina apresentou o menor índice de Gini médio no período (0,459).

**Figura 4.** Evolução do índice de Gini por região do Brasil, de 2002 a 2015



Fonte: Elaboração própria, dados IBGE.

**Figura 5.** Índice de Gini médio no período 2002 a 2015, por Unidade da Federação, Brasil

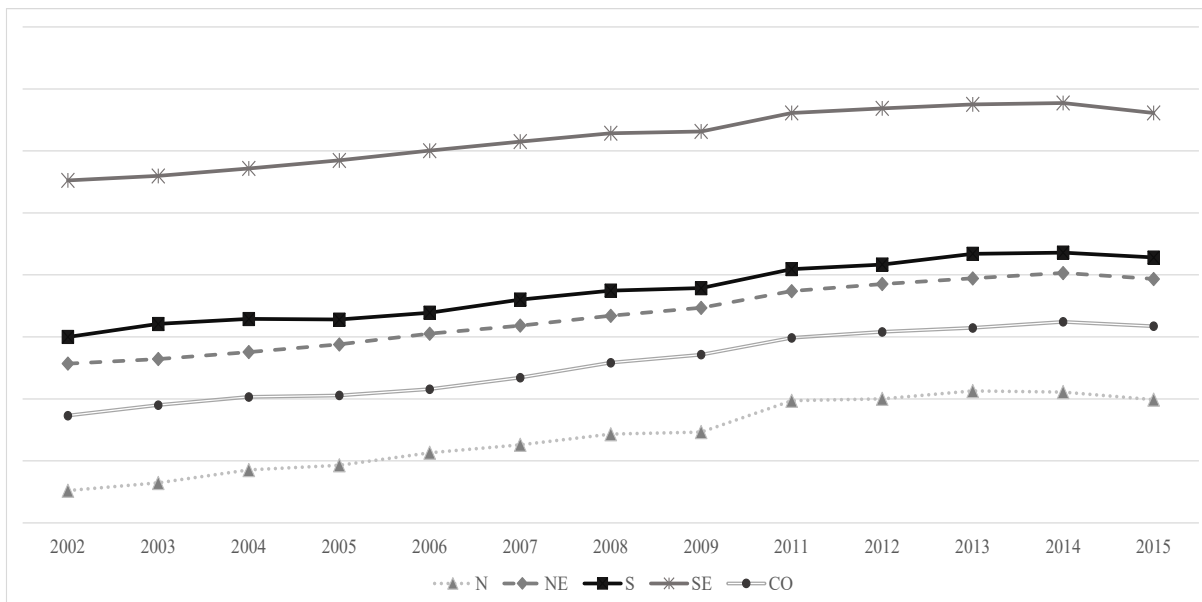


Fonte: Elaboração própria, dados IBGE.

Na Figura 6 é apresentada a evolução do PIB (em logaritmo natural), a preços de 2015, de cada uma das regiões do Brasil no período analisado. A região com maior crescimento no período

foi a Norte, seguida da região Centro-Oeste, Nordeste, Sul e a região Sudeste foi a que apresentou menor crescimento.

**Figura 6.** Evolução do PIB das regiões do Brasil, entre 2002 e 2015 (em log)



Fonte: Elaboração própria, dados IBGE.

Na Tabela 12, é apresentada a matriz de correlação entre o índice de Gini, o PIB e os gastos públicos dos Estados brasileiros, entre 2002 e 2015. Observa-se que PIB e despesas apresentam correlação positiva muito alta, enquanto a desigualdade de renda apresenta correlação negativa tanto com os gastos quanto com o produto. A partir da observação dessas correlações, pode-se buscar analisar as direções de causalidade existentes. O modelo de Vetores Autorregressivos em Painel permite a estimação dessas causalidades, como apresentado na próxima seção.

**Tabela 12.** Matriz de Correlação - Gini, PIB e Despesas (2002 a 2015)

	Gini	PIB	Despesas
Gini	1,0000		
PIB	-0,2464***	1,0000	
Despesas	-0,2594***	0,9904***	1,0000

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

### 2.3.2 O modelo de Vetores Autorregressivos em Painel

O modelo de Vetores Autorregressivos em Painel (PVAR) foi desenvolvido por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) a partir do modelo proposto por Sims (1980) de Vetores Autorregressivos (VAR) aplicado a séries temporais. O PVAR combina a premissa do VAR, que considera todas as variáveis do sistema como endógenas, com a estrutura de dados em painel, que permite a existência de efeitos individuais heterogêneos (LOVE e ZICCHINO, 2006).

O PVAR é, mais especificamente, um processo dinâmico de estimação com dados em painel, que consiste na ampliação da estimação de uma regressão via Método de Momentos Generalizado (GMM): enquanto em uma estimação GMM tradicional os parâmetros são estimados por meio de uma única equação, com o PVAR são estimadas, simultaneamente, múltiplas equações.

No sistema de equações simultâneas, todas as variáveis são consideradas endógenas a princípio, embora seja possível adicionar variáveis exógenas ao modelo, a fim de analisar seus efeitos sobre o sistema. Tal metodologia é adequada em casos de indeterminação teórica da direção de causalidade entre as variáveis, ou até em casos de bicausalidade. No caso das variáveis deste trabalho, pretende-se investigar de que maneira, em nível estadual no Brasil, a desigualdade de renda, o produto e os gastos públicos se relacionam dinamicamente, com diversas possibilidades de causalidade.

Seguindo Binder, Hsiao e Pesaran (2005), sendo  $i = 1, 2, \dots, N$  as unidades do painel de dados observados (unidades *cross-section*) e  $t = 1, 2, \dots, T$  os períodos de observação,  $w_{it}$  é um vetor de dimensão  $m \times 1$  composto por variáveis endógenas, gerado por um processo autorregressivo de ordem um, representado por:

$$w_{it} = (I_m - \phi)\mu_i + \phi w_{i,t-1} + \epsilon_{it} \quad (2.1)$$

Em que  $I_m$  é uma matriz identidade de dimensão  $m$ ;  $\phi$  representa uma matriz de coeficientes de inclinação (dimensão  $m \times m$ );  $\mu_i$  é um vetor de dimensão  $m$  de efeitos específicos às unidades e  $\epsilon_{it}$  é um vetor de tamanho  $m$  contendo os termos de erro, independentes e identicamente distribuídos. Assume-se ainda que os termos de erro têm média zero e variância constante; e que as  $m$  variáveis endógenas do vetor  $w_{it}$  são estacionárias (todos os autovalores de  $\phi$  se encontram dentro do círculo unitário). Sob essas hipóteses, o modelo em (2.1) pode ser simplificado:

$$w_{it} = \alpha_i + \phi w_{i,t-1} + \epsilon_{it} \quad (2.2)$$

Antes de estimar os parâmetros em  $\phi$ , portanto, é necessário analisar as condições iniciais, testando a estacionariedade das variáveis que constituem o vetor  $w_{it}$ , utilizando um teste de raiz unitária. Quando a variável incluída no modelo se aproxima de um processo não estacionário, a estimação GMM apresenta problema de instrumentos fracos (BLUNDELL e BOND, 1998).

Existem diferentes tipos de testes de raiz unitária para dados em painel, a maioria voltada para estruturas de painel com muitas unidades de observação e muitos períodos (“N e T grandes”). O teste proposto por Harris e Tzavalis (1999) é adequado para o formato de painel “N grande e T curto” e por essa razão foi o teste aplicado neste trabalho. A hipótese nula do teste é que todas as unidades  $i$  do painel contêm uma raiz unitária. Caso o teste não rejeite a hipótese nula, é calculada a primeira diferença e realizado o teste novamente.

Na literatura econométrica, existem diferentes meios de estimação do modelo PVAR via GMM. Anderson e Hsiao (1982) introduziram um método de estimação de cada equação do sistema separadamente, eliminando o efeito fixo às unidades do painel e com uso de observações passadas da variável explicada ( $w_{it}$ ), em diferenças e em nível, como instrumentos para as variáveis defasadas ( $w_{i,t-1}$ ), chamado de modelo em primeira diferença – *first difference* (FD). No entanto, esse método possui uma importante limitação, pois exige um número maior de observações no painel de dados, já que utiliza as observações de períodos anteriores como variáveis instrumentais (ABRIGO e LOVE, 2016). Uma alternativa a essa especificação foi proposta por Arellano e Bover (1995). Nessa proposta, a quantidade de dados perdidos é reduzida através do uso da média de todas as observações subsequentes como variável instrumental. Essa abordagem é chamada de *forward orthogonal deviation* (FOD). A abordagem FOD foi usada nas estimações deste trabalho.

A seleção no número de defasagens a serem incluídas no sistema para a estimação deve seguir, preferencialmente, o critério de seleção MMSC (*model and moment selection criteria*). O critério se baseia em um teste de sobre identificação das restrições, conforme Andrews e Lu (2001).

Após a estimação PVAR é necessário analisar a validade da especificação utilizada. Uma hipótese importante da estimação é que os instrumentos sejam exógenos. O Teste de Hansen (1982) é utilizado para testar a exogeneidade dos instrumentos e, conseqüentemente, a consistência do estimador GMM. Sob a hipótese nula, os instrumentos são válidos conjuntamente. Assim, para o modelo ser considerado bem especificado é necessário obter a

rejeição da hipótese nula no Teste de Hansen. Além disso, o número de instrumentos utilizados também deve ser considerado. Uma quantidade elevada de instrumentos pode gerar um ajustamento excessivo das variáveis endógenas, com erro padrão subestimado, invalidando a estimação GMM. De acordo com Roodman (2009), um critério possível é que o número de instrumentos nunca exceda o número de unidades no painel, embora esse critério não seja uma unanimidade e possa ser visto como excessivamente generoso. Deve-se ainda conduzir um teste de estabilidade do processo autorregressivo: os autovalores da matriz  $\phi$  são analisados e para que a estabilidade seja aceita, todos os autovalores precisam estar (em módulo) dentro do círculo unitário.

É possível ainda realizar, após a estimação PVAR, o Teste de Causalidade de Granger, um teste de Wald que busca determinar causalidade entre variáveis. É possível dizer que a variável  $x$  causa uma mudança na variável  $y$ , de acordo com o teste de Granger (1969), se o valor corrente de  $y$  pode ser previsto com mais precisão a partir de valores passados de  $x$ , após controlar para os valores passados de  $y$ . A hipótese nula do teste é de que não há causalidade entre as variáveis do modelo, ou seja, a partir da rejeição da hipótese nula é possível afirmar que uma variável  $x$  Granger-causa  $y$ .

Por fim, estima-se a Função De Resposta ao Impulso (FRI), que possibilita a verificação do impacto que um choque positivo sobre uma variável endógena do modelo gera nas demais variáveis endógenas. As FRI são geradas a partir da identificação do termo de erro estrutural, por meio de uma decomposição de Cholesky, como proposto por Sims (1980) e os intervalos de confiança são computados por meio de simulações de Monte Carlo, baseadas no modelo estimado. Para essa decomposição, é necessário indicar a ordenação das variáveis, considerando da mais endógena para a mais exógena. Reescrevendo a equação (2.2) em termos da média móvel (PVMA: *panel vector moving average*), tem-se:

$$w_{it} = (I_m - \phi)^{-1} \bar{w}_i + \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j \epsilon_{i,t-j} \quad (2.3)$$

Em que  $\bar{w}_i$  é a média de  $w_{it}$  para cada  $i$ , e  $j$  é a ordem da média móvel. A função de resposta ao impulso (FRI) é então obtida:

$$FRI(k, s) = \frac{\partial w_{i,t+k}}{\partial (\epsilon_{it})_s} = \phi^k e_s \quad (2.4)$$

Onde  $k$  é o número de períodos depois do choque no  $s$ -ésimo componente do termo de erro  $\epsilon_{it}$  e  $e_s$  é um vetor de dimensão  $(m \times 1)$  que recebe o valor um na  $s$ -ésima coluna e zero nas demais.

### 2.3.3 A estimação das relações entre desigualdade, despesas públicas e PIB dos Estados brasileiros

As estimações deste trabalho foram feitas com dados dos Estados brasileiros entre 2002 e 2015 (a preços constantes de 2015), colapsados em janelas de dois anos. As variáveis foram transformadas em logaritmos, de forma que a equação (2.2) fica:

$$y_{it} = \alpha_i + \phi y_{i,t-1} + \epsilon_{it} \quad (2.5)$$

Onde  $y_{it}$  é um vetor de dimensão  $m \times 1$  que contém os logaritmos naturais das variáveis endógenas que compõem o vetor  $w_{it}$  e  $y_{i,t-1}$  é a defasagem em um período daquele vetor. A equação (2.5) representa um sistema de três equações simultâneas: uma de estimação do Gini, outra de estimação do PIB e a terceira de estimação das despesas.

Após a transformação em logaritmo natural, foi feito o teste de raiz unitária de Harris e Tzavalis (1999) das variáveis que compõem o vetor  $y_{it}$  –  $\ln(PIB)$ ,  $\ln(Gini)$  e  $\ln(Despesa)$  – com e sem tendência. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 13. Então, a partir de tais resultados, o índice de Gini foi utilizado em primeira diferença e as despesas e o PIB foram diferenciados duas vezes.

**Tabela 13.** Teste Harris-Tzavalis de raiz unitária

	P-valor		
	Índice de Gini	PIB	Despesa
Em nível	0,9812	0,9994	0,8906
Em nível com tendência	0,0016	0,8128	1,0000
1ª diferença	0,0000	0,0000	0,0006
1ª dif. com tendência	0,0021	0,5586	0,9959
2ª diferença	.	0,0000	0,0000
2ª dif. com tendência	.	0,0060	0,1265

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1) \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

2) Hipótese nula: as séries de todas as unidades contêm raiz unitária

Foram estimados quatro modelos diferentes: o primeiro, contendo as três variáveis de interesse, no segundo foram incluídas somente as variáveis despesa e PIB; no terceiro, considerou-se o índice de Gini e as despesas; e na última estimação incluiu-se somente Gini e PIB. O objetivo de tais análises é comparar os resultados com a literatura existente, bem como fornecer evidência acerca da relação de interdependência entre as três variáveis.

A seleção do número de defasagens das variáveis explicativas foi feita de acordo com os resultados do critério MMSC. Em todos os casos, o teste indicou o uso de apenas uma defasagem.

Para a verificação de validade do modelo, foram feitos os testes de Hansen e de estabilidade. Os resultados dos testes de Hansen são reportados ao final das tabelas de resultados e apontam, em todos os casos, para a validade dos instrumentos utilizados. Já a condição de estabilidade do processo autorregressivo é atestada quando todos os autovalores se encontram dentro do círculo unitário (isto é, são menor que um, em módulo). Como reportado na Tabela 14, a condição de estabilidade foi verificada nas três estimações.

**Tabela 14.** Condição de estabilidade (autovalores)

	Real	Imaginário	Módulo
PVAR I	-0,4117	0	0,4117
	0,1191	0	0,1191
	-0,1162	0	0,1162
PVAR II	-0,4758	0	0,4758
	0,0375	0	0,0375
PVAR III	-0,1541	0	0,1541
	0,1339	0	0,1339
PVAR IV	-0,2082	0	0,2082
	0,0357	0	0,0357

Fonte: Elaboração própria.



## 2.4 RESULTADOS

Na Tabela 15 são reportados os resultados das estimações do primeiro modelo, que relaciona as três variáveis de interesse do trabalho: PIB dos estados, despesas do governo estadual e o índice de Gini. As estimações apontam que o PIB é afetado de forma estatisticamente significativa tanto pelo índice de desigualdade quanto pelas despesas no período anterior (que corresponde a dois anos), bem como por seu próprio valor defasado. Como as variáveis foram usadas no formato de logaritmos, os resultados podem ser interpretados como elasticidades: um aumento de 1% no índice de Gini reduz em 0,54% o PIB estadual no período subsequente. Já a elevação das despesas estimula o PIB no período seguinte. Por outro lado, o índice de Gini e as despesas não são significativamente determinados pelas variáveis do modelo.

**Tabela 15.** Resultado PVAR I: PIB, Despesas e Gini

	Gini	Despesas	PIB
Gini, defasado	0,0089 (0,125)	-0,4410 (0,467)	-0,5431** (0,276)
Despesas, defasado	-0,0424 (0,039)	0,0063 (0,116)	0,3189*** (0,068)
PIB, defasado	0,01524 (0,337)	-0,0057 (0,149)	-0,4241*** (0,106)
Teste de Hansen (p-valor)		0,139	
Instrumentos		9	
Observações		81	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1) Erro padrão entre parênteses

2) \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

3) A matriz de instrumentos utilizou de uma a duas defasagens

A Tabela 16 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger para o primeiro modelo. Os resultados corroboram as estimações acima descritas. Existe causalidade de Granger na

direção do índice de Gini e das despesas para o PIB, tanto individualmente, quanto em conjunto. Já o índice de Gini e as despesas não são causadas pelas demais variáveis.

Assim, por meio desta estimação pode-se inferir que o efeito negativo da desigualdade sobre o PIB, observado a nível estadual no Brasil, não existe somente por causa do esforço fiscal das políticas de gastos, como sugerem as teorias baseadas no trabalho de Okun ([1975] 2015), mas por um efeito da própria desigualdade, quando se considera o efeito das despesas.

**Tabela 16.** Teste de Causalidade de Granger, p-valor – modelo I

<b>Hipótese nula</b>	<b>P-valor</b>
Despesa não Granger-causa Gini	0,283
PIB não Granger-causa Gini	0,652
Conjuntamente	0,547
Gini não Granger-causa despesa	0,346
PIB não Granger-causa despesa	0,969
Conjuntamente	0,623
Gini não Granger-causa PIB	0,049**
Despesa não Granger-causa PIB	0,000***
Conjuntamente	0,000***

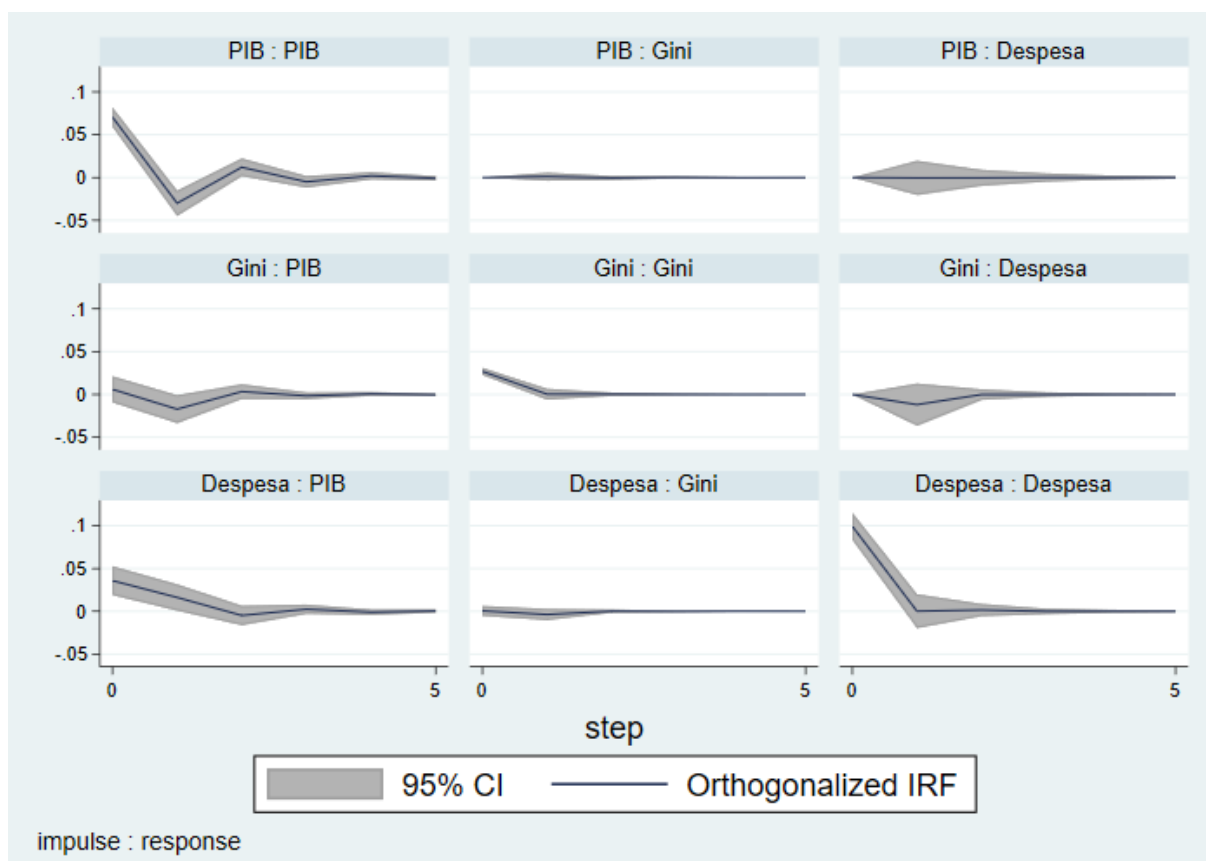
Fonte: Elaboração própria.

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

As Funções de Resposta ao Impulso (FRI) são apresentadas na Figura 7. Seus respectivos intervalos de confiança foram computados usando 1000 simulações de Monte Carlo. A ordenação das variáveis da mais exógena para a mais endógena seguiu, em todas as estimações de FRI deste trabalho, a seguinte ordem: despesas, índice de Gini e PIB. Nota-se que um impulso sobre as demais variáveis não afeta as despesas ou o Gini de forma significativa, já que os intervalos de confiança abrangem o eixo horizontal. Na primeira coluna, no entanto, é possível notar que o PIB é positivamente afetado por um choque positivo sobre a despesa. Já o efeito do impulso do índice de Gini sobre o PIB também não apresentou efeito estatisticamente

significativo.

**Figura 7.** Função de Resposta ao Impulso: Gini, Despesas do governo e PIB



Fonte: Resultado do modelo.

Notas: 1) Intervalo de Confiança (CI) de 95%

2) Impulso: resposta

3) Gini corresponde à primeira diferença do ln do Gini estadual

4) PIB (Despesa) corresponde à segunda diferença do ln do (da) PIB (despesa) estadual

Na Tabela 17 é apresentada a estimação do segundo modelo, que considera somente as despesas dos governos estaduais e o PIB. Os resultados apontam que existe um efeito positivo das despesas públicas sobre o produto no período subsequente, com elasticidade igual a 0,3152. Já o efeito do PIB sobre a despesa não foi estatisticamente significativo.

Na Tabela 18 encontram-se os resultados do teste de causalidade de Granger para o segundo modelo. É possível verificar que o teste corrobora a estimação anteriormente apresentada: a elevação das despesas Granger-causa elevação no produto, ou seja, existe um efeito multiplicador positivo ao nível estadual no Brasil. Já no sentido oposto, não há evidência de causalidade.

**Tabela 17.** Resultado PVAR II: Despesa e PIB

	Despesa	PIB
Despesa, defasado	0,0111 (0,109)	0,3152*** (0,064)
PIB, defasado	0,0406 (0,142)	-0,4495*** (0,099)
Teste de Hansen (p-valor)	0,253	
Instrumentos	8	
Observações	81	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1) Erro padrão entre parênteses

2) \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

3) A matriz de instrumentos utilizou de uma a três defasagens

**Tabela 18.** Causalidade de Granger, p-valor - modelo II

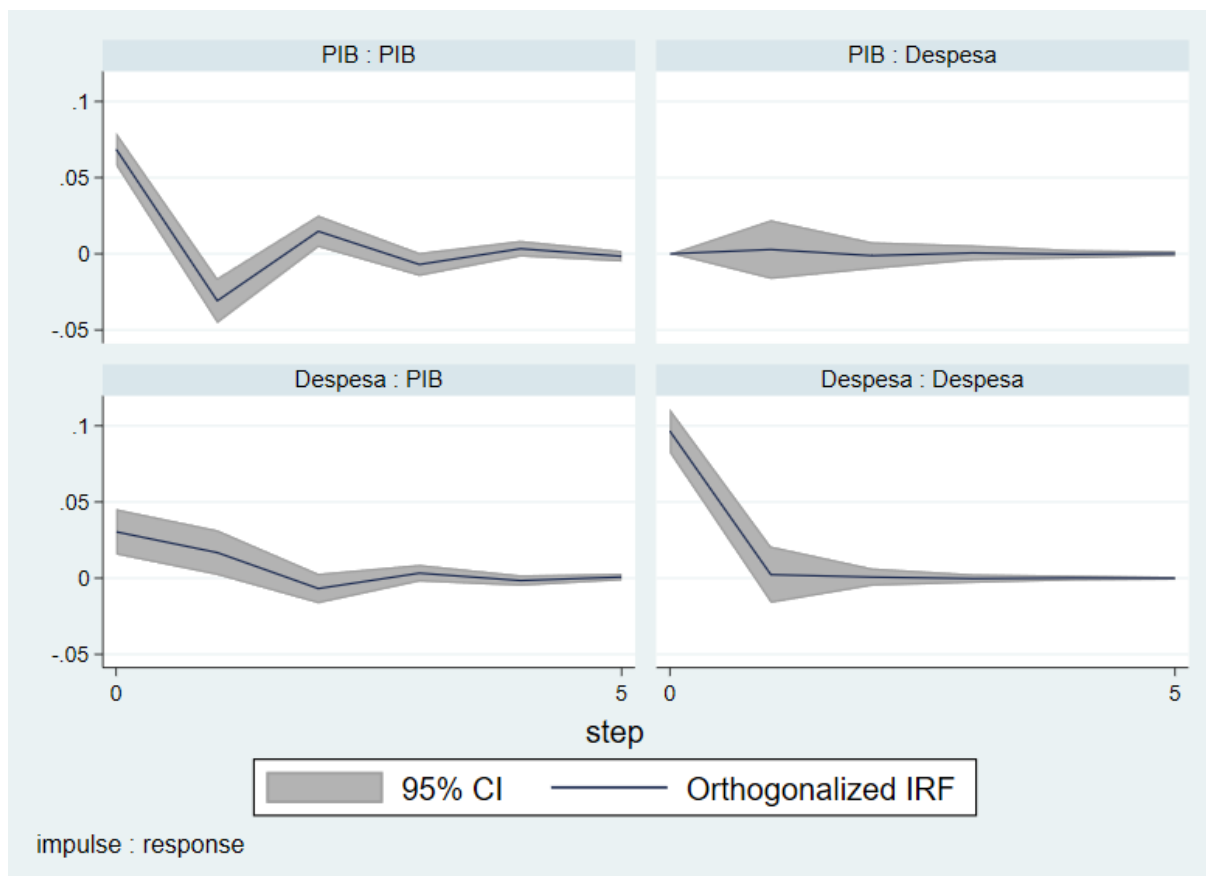
Hipótese nula	P-valor
PIB não Granger-causa Despesa	0,775
Despesa não Granger-causa PIB	0,000***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Na Figura 8 são apresentadas as Funções de Resposta ao Impulso do segundo modelo (junto de seus respectivos intervalos de confiança, computados por meio de 1000 simulações de Monte Carlo). Há evidência de que um choque positivo sobre as despesas gere um efeito positivo de curto prazo sobre o PIB. Já o efeito do choque do produto sobre a despesa não se mostrou significativo.

**Figura 8.** Função de Resposta ao Impulso: Despesas do governo e PIB



Fonte: Resultado do modelo.

Notas: 1) Intervalo de Confiança (CI) de 95%

2) Impulso: resposta

4) PIB (Despesa) corresponde à segunda diferença do ln do (da) PIB (despesa) estadual

Os resultados dos demais modelos são apresentados nas tabelas abaixo. Estimando separadamente a relação entre a desigualdade e as despesas, no terceiro modelo, e entre a desigualdade e o produto, no último modelo, não foi encontrada evidência de causalidade entre as variáveis. Os estimadores não foram significativos e os testes de causalidade de Granger apontaram para a não existência de causalidade em nenhuma direção. As FRI de ambos os modelos se encontram no Apêndice B.

Conclui-se que no Brasil, ao nível estadual, não é encontrada evidência empírica de que a desigualdade de renda afeta o nível de gastos, positiva ou negativamente. O orçamento dos estados brasileiros apresenta pouca margem para discricionariedade, devido à existência de despesas vinculadas, como saúde e educação, além de alta porcentagem do orçamento comprometido com gastos com pessoal ativo e inativo. A Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) estabelece um teto para os gastos com pessoal de 60% da receita corrente líquida (BRASIL,

2000). De acordo com publicação da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN, 2017), os estados brasileiros, em média, destinavam a esse tipo de gasto, em 2016, valor muito próximo a esse limite (58,8%). Algumas Unidades da Federação, inclusive, ultrapassam o teto legal, como Minas Gerais (78%), Rio Grande do Sul (76%) e Rio de Janeiro (72%).

**Tabela 19.** Resultado PVAR III: Gini e Despesas

	Gini	Despesas
Gini, defasado	-0,0238 (0,134)	-0,7519 (0,471)
Despesas, defasado	-0,0273 (0,034)	0,0036 (0,103)
Teste de Hansen (p-valor)		0,178
Instrumentos		8
Observações		81

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1) Erro padrão entre parênteses

2) \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

3) A matriz de instrumentos utilizou de uma a três defasagens

Assim, faz sentido que nenhuma das correntes teóricas que argumentam pelo efeito da desigualdade sobre o gasto, uma apoiada no teorema do eleitor mediano (ALESINA e RODRIK, 1994) e outra, na falta de coesão da vontade popular (BÉNABOU, 2000) se aplique neste caso. Seria necessário que uma variação na desigualdade permitisse a mudança no orçamento para que algum efeito fosse observado.

Também não há evidência de causalidade no sentido do gasto para o Gini. Pode-se atribuir esse resultado às causas apontadas na literatura para a queda da desigualdade de renda no Brasil nos anos considerados. O Programa Bolsa Família, do Governo Federal, é o programa de transferência de renda com maior peso sobre a redução da desigualdade no Brasil (AZEVEDO et al., 2013). Além disso, outros fatores associados à redução da desigualdade são o programa de valorização do salário-mínimo (AZEVEDO et al., 2013; CARVALHO e RUGITSKY, 2015)

e o aumento da formalização do trabalho (POCHMANN, 2012), fatores não associados à ação dos Governos Estaduais.

**Tabela 20.** Causalidade de Granger, p-valor - modelo III

Hipótese nula	P-valor
Despesa não Granger-causa Gini	0,427
Gini não Granger-causa despesa	0,110

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

O último modelo, de estimação da relação entre o Gini e o PIB, também não apresentou valores significativos. Isoladamente, sem considerar o gasto público, o efeito negativo da desigualdade não aparece na relação. Esse resultado é importante para enfatizar a importância de se considerar a relação dinâmica existente entre as variáveis abordadas.

**Tabela 21.** Resultado PVAR IV: Gini e PIB

	Gini	PIB
Gini, defasado	0,0119 (0,119)	-0,4615 (0,304)
PIB, defasado	-0,0114 (0,023)	-0,1844* (0,109)
Teste de Hansen (p-valor)	0,405	
Instrumentos	8	
Observações	81	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1) Erro padrão entre parênteses

2) \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

3) A matriz de instrumentos utilizou de uma a três defasagens

Como se argumenta neste trabalho, é importante observar o fenômeno de maneira mais ampla e para isso aplicar métodos adequados de estimação. No entanto, tal resultado diverge de Da

Silva (2020), segundo o qual a desigualdade impactaria de forma positiva o produto dos estados brasileiros e o PIB impactaria negativamente a desigualdade. Também diverge de Koshiyama e Fochezatto (2012), que encontraram causalidade unidirecional no sentido do índice de Gini para o produto, também ao nível dos Estados do Brasil. É importante notar que, como já visto, tais estudos consideram um período diferente do considerado neste trabalho (os períodos se encerram em 2011 e 2004, respectivamente), de forma que tal diferença pode existir devido a mudanças recentes ocorridas na economia brasileira, notadamente: mudanças em termos de desigualdade de renda ocorridas no país ao longo dos anos 2000 e a reversão mais recente da tendência de queda, a partir de 2014.

**Tabela 22.** Causalidade de Granger, p-valor - modelo IV

<b>Hipótese nula</b>	<b>P-valor</b>
PIB não Granger-causa Gini	0,620
Gini não Granger-causa PIB	0,129

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## 2.5 CONCLUSÃO

Este trabalho contribui com a literatura econômica empírica ao propor um modelo de estimação simultânea de três importantes variáveis, ao nível subnacional, de uma forma ainda não conduzida para o caso brasileiro. Considerando um painel de dados de desigualdade de renda (medido pelo índice de Gini), crescimento econômico e gastos dos governos dos Estados brasileiros, entre 2002 e 2015, foram estimados quatro modelos de Vetores Autorregressivos em Painel (PVAR): o primeiro com as três variáveis de interesse, o segundo com as despesas e o PIB, o terceiro com o índice de Gini e as despesas, e o quarto com o índice de Gini e o PIB.

O principal resultado do trabalho é que o PIB é influenciado de forma significativa pela desigualdade de renda (negativamente) e pelas despesas públicas (positivamente), quando se considera o modelo de determinação simultânea das três variáveis. Esse resultado é observado na estimação PVAR, nos testes de causalidade de Granger e nas Funções de Resposta ao Impulso. Por outro lado, o Gini não é afetado pelos gastos estaduais ou pelo PIB, e as despesas tampouco. Além disso, encontra-se efeito multiplicador positivo (efeito da despesa pública



sobre o PIB) no modelo de estimação dois a dois, sem considerar a desigualdade de renda. O valor do multiplicador em ambos os modelos foi bastante semelhante, cerca de 0,3.

Nos demais modelos de estimação dois a dois, aqueles que consideram a relação da desigualdade com as demais variáveis, não foi encontrado efeito significativo ou direção de causalidade. Na estimação da relação entre gastos e distribuição, algumas hipóteses são levantadas para explicar o fenômeno. Quanto ao modelo de produto e índice de Gini, supõe-se que a relação fica mal especificada, quando não se considera o papel dos gastos, devido à natureza simultânea da relação. Desta maneira, atesta-se que a estimação do modelo de determinação simultânea e dinâmica das três variáveis é importante para a compreensão das relações existentes entre os fenômenos estudados.

Uma importante limitação deste trabalho se encontra na utilização de todos os dados de forma agregada, sem separar as unidades em diferentes tamanhos em termos de produção, uma vez que há evidência de não linearidade na relação entre o PIB e a desigualdade. Esse desdobramento do presente trabalho poderia gerar resultados importantes para a determinação de políticas públicas e representa uma oportunidade de pesquisa ainda a ser explorada em outros estudos do tema. Portanto, este trabalho preenche importante lacuna na literatura empírica e abre espaço para estudos mais detalhados nesta área que apliquem o método PVAR para investigar mais detalhes da relação entre distribuição de renda, produto agregado e gastos públicos.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

A adoção do federalismo fiscal no Brasil gera importantes desafios de coordenação de políticas públicas entre a União, os Estados e Municípios e Distrito Federal. Considerando a realidade do país, uma economia em desenvolvimento que apresenta padrão inconstante de crescimento e elevado nível de desigualdade social, os objetivos de reduzir as desigualdades e elevar o produto se colocam como prioridades das políticas econômicas e, conseqüentemente, da coordenação estratégica entre os entes federativos.

No entanto, poucos estudos da literatura econômica empírica exploram os efeitos das políticas fiscais dos entes subnacionais sobre a economia, em particular sobre o PIB e o índice de Gini. Muitos trabalhos não abordam adequadamente o problema da endogeneidade, que surge na estimação das relações entre gastos públicos, produto agregado e desigualdade de renda. Ademais, os trabalhos disponíveis não focam exatamente nas questões aqui abordadas, como a alocação de gastos entre as funções do governo, como no caso do primeiro artigo apresentado, ou nas múltiplas possibilidades de causalidade dinâmica entre as três variáveis, como no caso do segundo artigo.

O objetivo desta dissertação é, portanto, suprir essa lacuna da literatura, ao analisar os efeitos dos gastos municipais por função desempenhada pelo governo (educação, saúde, saneamento, previdência e assistência social) sobre o produto dos municípios brasileiros e, ainda, a relação dinâmica existente entre os gastos públicos estaduais, o PIB e a desigualdade de renda, na segunda parte do trabalho. Para isso, foram utilizados dois métodos que abordam adequadamente a questão da endogeneidade existente nas relações entre as variáveis exploradas: GMM-System no primeiro artigo (sendo apresentadas ainda as estimações por efeitos fixos e dados empilhados, para fins de comparação) e, no caso do segundo artigo, o modelo de Vetores Autorregressivos em Painel (PVAR).

Em relação às finanças municipais, os gastos nas diversas funções do poder público apresentam efeitos distintos sobre o PIB das cidades. Os gastos em educação e assistência social apresentaram efeitos multiplicadores positivos e significativos, tanto no curto quanto no longo prazo. Verificou-se ainda um efeito cumulativo no tempo, de forma que os multiplicadores de longo prazo são consideravelmente mais elevados que os de curto prazo. Não foi encontrado, no entanto, um efeito multiplicador estatisticamente significativo nas demais funções analisadas e algumas hipóteses foram elaboradas para explicar tais resultados. A estimação de multiplicadores fiscais via GMM-System em um modelo dinâmico, com o PIB defasado sendo

usado como variável explicativa do PIB corrente, se mostrou coerente e mais robusta que as estimações via Mínimos Quadrados Ordinários e Efeitos Fixos.

Quanto ao estudo dos gastos estaduais utilizando a modelagem PVAR, conclui-se que é importante levar em conta a dinâmica existente entre desigualdade de renda, gastos públicos e produto agregado de forma simultânea, dada a indeterminação teórica existente entre as variáveis. A análise conjunta da despesa, índice de Gini e PIB apresentou resultado diferente das estimações feitas separadamente. A partir da análise conjunta, encontra-se evidência de que o PIB é afetado negativamente pela desigualdade de renda e positivamente pelos gastos públicos. Essa conclusão se apoia tanto na estimação do modelo PVAR, quanto nas Funções de Resposta ao Impulso e nos testes de causalidade de Granger. Dessa maneira, rejeita-se a hipótese de que o efeito negativo da desigualdade existe devido ao esforço fiscal envolvido nas políticas de distribuição de renda. Quando considerados os fenômenos dos gastos públicos e da desigualdade simultaneamente, conclui-se que o produto é afetado positivamente pelo primeiro e negativamente pelo segundo.

A partir de tais resultados é possível apontar como proposição de políticas públicas:

- Aumento da coordenação da política fiscal entre os entes federativos brasileiros, a fim de explorar de maneira estratégica o potencial que os gastos dos Estados e Municípios têm de gerar efeitos multiplicadores sobre o PIB;
- Elevação dos investimentos municipais em saneamento básico, área que apresenta ainda elevada deficiência no Brasil. A despesa de capital nesta área tem o potencial de gerar benefícios econômicos e sociais para diversas cidades, tanto do ponto de vista da saúde pública e do desenvolvimento regional, quanto o potencial de expansão econômica por meio de um efeito multiplicador ainda não explorado. Esta ação poderia ocorrer a partir do incentivo do Governo Federal, que tem o dever de coordenar e estimular o desenvolvimento em todo o território nacional. A aprovação do novo Marco Legal do Saneamento Básico, em 2020, pode representar um avanço nesta direção. O objetivo da legislação é que, até o ano 2033, 99% da população do país tenha acesso a água tratada e 90%, ao tratamento e coleta de esgoto. Uma das estratégias adotadas no programa é a formação de blocos entre os pequenos municípios de um mesmo estado, que possam contratar serviços de forma coletiva. De acordo com a legislação, deverão ser implementados planos municipais e regionais de saneamento básico e a União poderá oferecer ajuda técnica e financeira para a execução dos planos;

- Elevação dos gastos dos Municípios com assistência social, uma vez que tal gasto representa pequena parcela do orçamento das cidades brasileiras e, no entanto, atinge uma parcela vulnerável da população, gerando um efeito multiplicador sobre o PIB que se acumula no tempo. Dessa maneira, é um gasto que tem o potencial de elevar a renda e, conseqüentemente, a arrecadação futura, além de, notadamente, se tratar de um gasto distributivo. Nas eleições municipais do ano de 2020, um debate público importante foi feito em relação às propostas de gastos sociais com programas de transferência de renda complementares aos federais, feitas por alguns candidatos em grandes municípios como São Paulo e Belo Horizonte. Como se trata de municípios com maior capacidade arrecadatória e, portanto, maior possibilidade de financiar tais políticas, os resultados deste estudo sugerem que essa poderia ser uma boa estratégia de promoção do crescimento e, portanto, dinamização dessas economias, aspecto importante para a recuperação pós crise de COVID-19;
- A evidência de que o índice de Gini apresenta efeito negativo sobre o PIB reforça a urgência de ampliar os programas de combate à desigualdade de renda no país e, aliada ao efeito multiplicador positivo, se opõe ao diagnóstico de que a austeridade fiscal é o meio de se combater a crise econômica. Por meio da distribuição de recursos e da redução das disparidades econômicas é possível estimular a geração de renda e a recuperação econômica.

Este trabalho apresenta algumas limitações ocasionadas pela falta de dados disponíveis: i) a análise da política fiscal ao nível municipal não contemplou os efeitos sobre a desigualdade de renda devido à falta de disponibilidade do índice de Gini municipal; ii) a série do índice de Gini estadual apresenta uma quebra após 2015, devido a uma mudança metodológica, o que impossibilita o estudo até o período mais recente. Além dessas limitações, existem outras questões não contempladas neste trabalho, como, por exemplo, as possíveis diferenças na magnitude dos multiplicadores entre diferentes fases do ciclo econômico; a desagregação dos gastos por funções, na análise dinâmica entre gastos, desigualdade e PIB; a subestimação da desigualdade medida pelo índice de Gini, que ocorre especialmente no topo da distribuição.

Assim, quanto a pesquisas futuras, propõe-se:

- Análise mais detalhada dos gastos subnacionais em saúde, uma vez que grande parte dos recursos das prefeituras são destinadas a essa área e, no entanto, não foi encontrada evidência de que tal gasto seja promotor de crescimento, ao nível municipal. Tal

resultado possivelmente se deve à formação de consórcios intermunicipais de saúde, de forma que esta poderia ser uma análise de interesse para futuros estudos;

- Análise da possibilidade de não-linearidade na relação entre a desigualdade de renda e o PIB a nível estadual no Brasil;
- Um estudo mais detalhado de como as despesas em cada uma das funções dos estados brasileiros se comportam dentro da relação dinâmica entre gastos, desigualdade de renda e crescimento econômico, bem como a desagregação entre as categorias econômicas dos gastos.

## REFERÊNCIAS

- ABRIGO, Michael RM; LOVE, Inessa. Estimation of panel vector autoregression in Stata. **The Stata Journal**, v. 16, n. 3, p. 778-804, 2016.
- AGHION, Philippe; CAROLI, Eve; GARCIA-PENALOSA, Cecilia. Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1615-1660, 1999.
- ALESINA, Alberto; ARDAGNA, Silvia. Large changes in fiscal policy: taxes versus spending. **Tax policy and the economy**, v. 24, n. 1, p. 35-68, 2010.
- ALESINA, Alberto; BARBIERO, Omar; FAVERO, Carlo; GIAVAZZI, Francesco; PARADISI, Matteo. The Effects of Fiscal Consolidations: Theory and Evidence. **National Bureau of Economic Research Working Paper** 23385, 2017. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w23385>>.
- ALESINA, Alberto; FAVERO, Carlo; GIAVAZZI, Francesco. The Output Effect of Fiscal Consolidations. **National Bureau of Economic Research Working Paper** 18336, 2012. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w18336>>.
- ALESINA, Alberto; FAVERO, Carlo; GIAVAZZI, Francesco. What do we know about the effects of Austerity? **National Bureau of Economic Research Working Paper** 24246, 2018. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w24246>>.
- ALESINA, Alberto; PEROTTI, Roberto. Fiscal expansions and adjustments in OECD countries. **Economic policy**, v. 10, n. 21, p. 205-248, 1995.
- ALESINA, Alberto; PEROTTI, Roberto. Income distribution, political instability, and investment. **European economic review**, v. 40, n. 6, p. 1203-1228, 1996.
- ALESINA, Alberto; RODRIK, Dani. Distributive politics and economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, p. 465-490, 1994.
- ANDERSON, Theodore Wilbur; HSIAO, Cheng. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 47-82, 1982.
- ANDREWS, Donald WK; LU, Biao. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 101, n. 1, p. 123-164, 2001.
- ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. 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, pp. 277-297, 1991.
- ARELLANO, Manuel; BOVER, Olympia. Another look at the instrumental variable estimation of error- components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- ATEMS, Bebonchu; JONES, Jason. Income inequality and economic growth: a panel VAR approach. **Empirical Economics**, v. 48, n. 4, p. 1541-1561, 2015.
- AUERBACH, Alan J.; GORODNICHENKO, Yuriy. Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 4, n. 2, p. 1-27, maio de 2012.
- AZEVEDO, Joao Pedro; INCHAUST, Gabriela; SANFELICE, Viviane. Decomposing the recent inequality decline in Latin America. **The World Bank**, 2013.
- BARRO, Robert J. Second Thoughts on Keynesian Economics. **American Economic Review**, v. 69, n. 2, p. 54-59, 1979.

- BARRO, Robert J. The Ricardian approach to budget deficits. **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 2, p. 37-54, 1989.
- BARRO, Robert J. Determinants of economic growth: A cross-country empirical study. **National Bureau of Economic Research**, 1996.
- BARROS, Ricardo Paes; HENRIQUES, Ricardo; MENDONÇA, Rosane. A estabilidade inaceitável: Desigualdade e pobreza no Brasil. Texto para Discussão 800, **IPEA**, Rio de Janeiro, 2001.
- BENABOU, Roland. Unequal societies: Income distribution and the social contract. **American Economic Review**, v. 90, n. 1, p. 96-129, 2000.
- BERG, Andrew; OSTRY, Jonathan D.; TSANGARIDES, Charalambos G.; YAKHSHILIKOV, Yorbol. Redistribution, inequality, and growth: new evidence. **Journal of Economic Growth**, v. 23, n. 3, p. 259-305, 2018.
- BERNHEIM, B. Douglas. Ricardian equivalence: An evaluation of theory and evidence. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 2, p. 263-304, 1987.
- BERTOLA, Giuseppe; DRAZEN, Allan. Trigger points and budget cuts: explaining the effects of fiscal austerity. **National Bureau of Economic Research**, 1991.
- BINDER, Michael; HSIAO, Cheng; PESARAN, M. Hashem. Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration. **Econometric Theory**, p. 795-837, 2005.
- BIRDSALL, Nancy; PINCKNEY, Thomas C.; SABOT, Richard. Why low inequality spurs growth: Savings and investment by the poor. 1996.
- BLANCHARD, Olivier. Comments on Giavazzi and Pagano. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 5, p. 110-117, 1990.
- BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Roberto. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford University Press, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.
- BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p.115-143, 1998.
- BOUSTAN, Leah; FERREIRA, Fernando; WINKLER, Hernan; ZOLT, Eric M. The effect of rising income inequality on taxation and public expenditures: Evidence from US municipalities and school districts, 1970–2000. **Review of Economics and Statistics**, v. 95, n. 4, p. 1291-1302, 2013.
- BRASIL, Casa Civil. Lei nº 8.080, de 19 de setembro de 1990. **Diário Oficial da união**, v. 20, 1990.
- BRASIL. Constituição (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília, DF: Senado Federal: Centro Gráfico, 1988.
- BRASIL. Lei Complementar 101, de 04 de maio de 2000. Disponível em: [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/lcp/lcp101.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/lcp101.htm)
- BRASIL. Lei Complementar nº 141, de 13 de janeiro de 2012. Função da lei. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, ano CXLIX, n. 11, p. 01, Brasília, DF, 16 de janeiro de 2012.
- BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. **Da macroeconomia clássica à keynesiana**. São Paulo, 1976.

- BRÜCKNER, Markus; LEDERMAN, Daniel. Effects of income inequality on aggregate output. **The World Bank**, 2015.
- BRÜCKNER, Markus; TULADHAR, Anita. Local government spending multipliers and financial distress: Evidence from Japanese prefectures. **The Economic Journal**, v. 124, issue 581, p. 1279–1316, 2014.
- BUN, Maurice J. G; WINDMEIJER, Frank. The weak instrument problem of the system GMM estimator in dynamic panel data models. **Econometrics Journal**, v. 13, p. 95-126, 2010.
- CAMMERAAT, Emile. The relationship between different social expenditure schemes and poverty, inequality and economic growth. **International Social Security Review**, v. 73, n. 2, p. 101-123, 2020.
- CARCANHOLO, Marcelo Dias. **A Nova Macroeconomia Clássica**, In: BUSATO, M. I.; CARCANHOLO, M. D.; FREITAS, F. N. P., GONÇALVES, R. (orgs). *Escolas da macroeconomia / Conselho Regional de Economia 1ª região*. 1.ed. – Rio de Janeiro: Albatroz, 2015.
- CARDOSO, Debora Freire. **Capital e Trabalho no Brasil no Século XXI: o impacto de políticas de transferência e de tributação sobre desigualdade, consumo e estrutura produtiva**. Tese (Doutorado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais. Minas Gerais, 2016.
- CARDOSO, Guilherme Silva. **Política Fiscal e Gasto Público no Brasil: impactos na renda das famílias e na atividade econômica**. Dissertação (Mestrado em Economia) Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2019.
- CARVALHO, Fernando Cardim. Da Síntese Neoclássica à Redescoberta de Keynes. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 6, n. 9, p. 3-21, 1988.
- CARVALHO, Fernando Cardim. Equilíbrio fiscal e política econômica keynesiana. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 26, n. 50, p. 7-25, setembro de 2008.
- CARVALHO, Laura Barbosa; RUGITSKY, Fernando. Growth and distribution in Brazil the 21st century: revisiting the wage-led versus profit-led debate. FEA/USP, 2015.
- CARVALHO, Laura. **Curto-circuito: o vírus e a volta do Estado**. São Paulo: Todavia, 1ª ed., 2020.
- CASTELO-BRANCO, Marco Antonio; LIMA, Elcyon C. R.; PAULA, Luiz Fernando. Mudanças de Regime e Multiplicadores Fiscais no Brasil entre 1999-2012: Uma avaliação empírica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, **IPEA**, v. 47, n. 2, agosto de 2017. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/8053>. Acesso em: 25/05/2019.
- CHAO, Xiao-jing; REN, Bao-ping; HUI, Kang. Income Inequality, Effective Demand and Economic Growth—Empirical Research Based on China's Transition [J]. **Modern Economic Science**, v. 3, 2009.
- CINGANO, Federico. Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth. **OECD Social, Employment and Migration Working Papers**, n. 163, OECD Publishing, Paris, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1787/5jxrjncwvxv6j-en>.
- COMBES, Jean-Louis; MINEA, Alexandru; MUSTEA, Lavinia; SOW, Mousse N. The euro and the crisis: evidence on recent fiscal multipliers. **Revue d'économie politique**, v. 124, n. 6, p. 1013-1038, 2014.



CONTI, José Maurício. **Federalismo fiscal e fundos de participação**. São Paulo: Juarez de Oliveira, 2001.

CONTRERAS, Juan; BATTELLE, Holly. Fiscal Multipliers in a Panel of Countries. **Bank of Mexico Working Paper**, 2014-15, 2014. Disponível em: <https://ssrn.com/abstract=2473167>. Acesso em: 15/07/2020.

CRUZ, Aline Cristina; TEIXEIRA, Erly Cardoso; BRAGA, Marcelo José. Os Efeitos dos Gastos Públicos em Infraestrutura e em Capital Humano no Crescimento Econômico e na Redução da Pobreza no Brasil. **Revista EconomiA**, Brasília (DF), v.11, n.4, p.163–185, 2010.

DA SILVA, Marcelo Eduardo Alves. Does inequality benefit growth? New evidence using a panel VAR approach. **International Journal of Development Issues**, 2020.

DATASUS. **Departamento de Informática do SUS**. Disponível em: <[www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php](http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php)>. Acesso em: 05/04/2019.

DIVINO, José Angelo; SILVA JÚNIOR, Rogério Lúcio Soares. **Composição Dos Gastos Públicos e crescimento Econômico dos Municípios Brasileiros**, Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia, 2011.

FARDOUST, Shahrokh; RAVISHANKAR, V. J. Subnational Fiscal Policy in Large Developing Countries: Some Lessons from the 2008–09 Crisis for Brazil, China and India. **World Bank Policy Research Working Paper**, n WPS 6409, 2013.

FERNANDES, Antonio; WILSON, Robert. Mudança institucional e gestão metropolitana no Brasil: o municipalismo autárquico e as finanças municipais metropolitanas. **Rev. Adm. Pública**. Rio de Janeiro: 47(3), p. 777-800, 2013.

FIRJAN - Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. Conjuntura Econômica. Publicações Sistema Firjan, 2017. Disponível em: [http://www.oim.tunicipal.org.br/abre\\_documento.cfm?arquivo= repositorio/ oim/ documentos/23C727BA-ADE6-F586-B340BDE328C7796818052017050901.pdf&i=3079](http://www.oim.tunicipal.org.br/abre_documento.cfm?arquivo= repositorio/ oim/ documentos/23C727BA-ADE6-F586-B340BDE328C7796818052017050901.pdf&i=3079)

FMI – Fundo Monetário Internacional. World economic outlook: October 2012. Washington, DC: **International Monetary Fund**. 250 p., 2012.

FORBES, Kristin J. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American economic review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, 2000.

FRAGA NETO, Armínio. Estado, Desigualdade e Crescimento no Brasil. **Novos estud. CEBRAP** [online]. v.38, n.3, p.613-634, 2019.

FRANCISCO, Samuel Marques da Silva. **Crescimento econômico, composição dos gastos públicos e Lei de Responsabilidade Fiscal**: uma análise para os municípios brasileiros. 2017. 84 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2017. Disponível em: <http://doi.org/10.14393/ufu.di.2017.196>

FRIEDMAN, Milton. **The permanent income hypothesis**. In: A theory of the consumption function. Princeton University Press, p. 20-37, 1957.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS (FGV). Qual foi o Impacto da Crise sobre a pobreza e a distribuição de renda? **FGV Social**, 2018. Disponível em: <https://cps.fgv.br/Pobreza-Desigualdade>

GALOR, Oded; TSIDDON, Daniel. Technological progress, mobility, and economic growth. **The American Economic Review**, p. 363-382, 1997.

GECHERT, Sebastian. What fiscal policy is most effective? A meta-regression analysis. **Oxford Economic Papers**, 67(3), 553–580, 2015.

GETACHEW, Yoseph Yilma. Credit constraints, growth and inequality dynamics. **Economic Modelling**, v. 54, p. 364-376, 2016.

GIAVAZZI, Francesco; PAGANO, Marco. Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries. **National Bureau of Economic Research Working Paper** 3372, 1990. Disponível em: < <https://www.nber.org/papers/w3372>>.

GOBETTI, Sérgio W; ORAIR, Rodrigo Octávio. Progressividade Tributária: a agenda negligenciada. Texto para Discussão 2190, **IPEA**, Rio de Janeiro, 2016.

GOMES, Gustavo M.; MAC DOWELL, Maria Cristina. Descentralização política, federalismo fiscal e criação de municípios: o que é mau para o econômico nem sempre é bom para o social. **Texto para Discussão do IPEA**, n. 706, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2000. Disponível em: <[http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2339/1/TD\\_706.pdf](http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2339/1/TD_706.pdf)>. Acesso em: 14/11/2020

GRANGER, Clive WJ. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 424-438, 1969.

GRILLI, Vittorio; ROUBINI, Nouriel. Liquidity models in open economies: Theory and empirical evidence. **European Economic Review**, v. 40, n. 3-5, p. 847-859, 1996.

GRUDTNER, Vanessa; ARAGON, Edilean Kleber. Multiplicador dos Gastos do Governo em Períodos de Expansão e Recessão: Evidências Empíricas para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro v. 71 n. 3 / p. 321–345, 2017.

GUO, Qingwang; LIU, Chang; MA, Guangrong. How large is the local fiscal multiplier? Evidence from Chinese counties. **Journal of Comparative Economics**, v. 44, n. 2, p. 343-352, 2016.

HAILEMARIAM, Abebe; SAKUTUKWA, Tutsirai; DZHUMASHEV, Ratbek. Long-term determinants of income inequality: evidence from panel data over 1870–2016. **Empirical Economics**, p. 1-24, 2020.

HANSEN, Lars Peter. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v.50, n. 4, p. 1029-1054, 1982.

HARRIS, Richard DF; TZAVALIS, Elias. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. **Journal of Econometrics**, v. 91, n. 2, p. 201-226, 1999.

HEIMBERGER, Philipp. The dynamic effects of fiscal consolidation episodes on income inequality: evidence for 17 OECD countries over 1978–2013. **Empirica**, v. 47, n. 1, p. 53-81, 2020.

HELLWIG, Martin; NEUMANN, Manfred. Economic Policy in Germany: Was There a Turnaround? **Economic Policy**, 5, p. 105—140, 1987.

HERMANN, Jennifer. **Ascensão e queda da política fiscal**: de Keynes ao “autismo fiscal” dos anos 1990-2000. XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006.

HERZER, Dierk; VOLLMER, Sebastian. Inequality and growth: evidence from panel cointegration. **The Journal of Economic Inequality**, v. 10, n. 4, p. 489-503, 2012.

HOLTZ-EAKIN, Douglas; NEWAY, Whitney; ROSEN, Harvey S. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 1371-1395, 1988.

HORY, Marie-Pierre. Fiscal multipliers in Emerging Market Economies: can we learn something from Advanced Economies?. **International Economics**, v. 146, p. 59-84, 2016.

HSIAO, Cheng. Panel data analysis—advantages and challenges. **Test**, v. 16, n. 1, p. 1-22, 2007.

HUANG, Ho-Chang; LIN, Yi-Chen; YEH, Chij-Chuan. Joint determinations of inequality and growth. **Economics Letters**, v. 103, n. 3, p. 163-166, 2009.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Síntese de Indicadores Sociais 2019**. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/25882-extrema-pobreza-atinge-13-5-milhoes-de-pessoas-e-chega-ao-maior-nivel-em-7-anos>. Acesso em: 23/05/2020.

ILZETZKI, Ethan; MENDOZA, Enrique G.; VÉGH, Carlos A. How big (small?) are fiscal multipliers? **Journal of Monetary Economics**, v. 60, n. 2, p. 239–254, março de 2013.

IMAI, Kosuke; KIM, In Song. When Should We Use Unit Fixed Effects Regression Models for Causal Inference with Longitudinal Data? **American Journal of Political Science**, v. 63, n. 2, p. 467–490, 2019.

INEP - Instituto Nacional De Estudos E Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. **Sinopse Estatística da Educação Básica (2009 a 2016)**. Brasília: Inep. Disponível em: <<http://inep.gov.br/sinopses-estatisticas-da-educacao-basica>>. Acesso em: 25/03/2019.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Gastos com a Política Social: alavanca para o crescimento com distribuição de renda**. Comunicados do IPEA, n. 75, fev. 2011. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4634>>. Acesso em 25/05/2020.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Três décadas de funcionalismo brasileiro (1986-2017)**. Atlas do Estado Brasileiro. (Nota Técnica) Brasília: Ipea, 2019. Disponível em: <<https://www.ipea.gov.br/atlasestado/>>. Acesso em: 10/07/2020.

ISMAEL, Ricardo. **Governos estaduais no ambiente federativo inaugurado pela Constituição Federal de 1988: aspectos políticos e institucionais de uma atuação constrangida**. Brasília: IPEA, 2013. (Texto para Discussão, n. 1907).

JAYADEV, Arjun; KONCZAL, Mike. The boom not the slump: The right time for austerity. **The Roosevelt Institute**, 2010.

KEYNES, John M. (1936) **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. São Paulo: Nova Cultural Ltda., 1996.

KHALID, Ahmed M. Ricardian equivalence: empirical evidence from developing economies. **Journal of Development Economics**, v. 51, n. 2, p. 413-432, 1996.

KING, Robert; WATSON, Mark W. Testing long run neutrality. **National Bureau of Economic Research**, 1992.

KOSHIYAMA, Daniel; FOCHEZATTO, Adelar. Crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil: uma análise de causalidade de Granger com dados em painel. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 6, n. 2, p. 36-47, 2012.

KRUGMAN, Paul. **Myths of austerity**. The New York Times, section A, p.25, 02 de julho, 2010. Disponível em:< <https://www.nytimes.com/2010/07/02/opinion/02krugman.html>> Acesso em: 05/04/2020.

- KRUGMAN, Paul. **The austerity delusion**. The Guardian, 29 de abril, 2015. Disponível em: <<https://www.theguardian.com/business/ng-interactive/2015/apr/29/the-austerity-delusion>> Acesso em: 05/04/2020.
- KUZNETS, Simon. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- LIN, Shu-Chin; HUANG, Ho-Chuan; WENG, Hsiao-Wen. A semiparametric partially linear investigation of the Kuznets' hypothesis. **Journal of Comparative Economics**, v. 34(3), p. 634-647, 2006.
- LOVE, Inessa; ZICCHINO, Lea. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 46, n. 2, p. 190-210, 2006.
- LUCAS JR, Robert E.; RAPPING, Leonard A. Real wages, employment, and inflation. **Journal of Political Economy**, v. 77, n. 5, p. 721-754, 1969.
- LUCAS, Robert E. Jr. Expectations and the Neutrality of Money, **Journal of Economic Theory**, v. 4, n. 2, p. 103-124, 1972.
- MARCHAND, Yannick; DUBÉ, Jean; BREAU, Sébastien. Exploring the Causes and Consequences of Regional Income Inequality in Canada. **Economic Geography**, p. 1-25, 2020.
- MARGO, Robert. Employment and Unemployment in the 1930s. **Journal of Economic Perspectives**, v. 7, n. 2, p. 41-59, 1993.
- MARQUES JÚNIOR, L. S. Equivalência Ricardiana e os Efeitos da Política Fiscal. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 33, n. 64, p. 215-241, 2015.
- MENDES, Marcos. **Federalismo Fiscal**. In: BIDERMAN, Ciro; ARVATE, Paulo. Economia do Setor Público no Brasil. 1ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005. p. 421-460.
- MIRRELES, James A. An exploration in the theory of optimum income taxation. **The review of economic studies**, v. 38, n. 2, p. 175-208, 1971.
- MISHRA, Bibhuti Ranjan. The Size of Fiscal Multipliers in India: A State Level Analysis Using Panel Vector Autoregression Model. **Global Business Review**, v. 20, n. 6, p. 1393-1406, 2019.
- MODIGLIANI, Franco; BRUMBERG, Richard. Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. **Franco Modigliani**, v. 1, n. 1, p. 388-436, 1954.
- MUTH, John F. Rational expectations and the theory of price movements. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 315-335, 1961.
- NAKAMURA, Emi; STEINSSON, Jon. Fiscal stimulus in a monetary union: Evidence from US regions. **American Economic Review**, v. 104, n. 3, p. 753-92, 2014.
- NAKAMURA, Emi; STEINSSON, Jon. Monetary non-neutrality in a multisector menu cost model. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 125, n. 3, p. 961-1013, 2010.
- NEDUZIAK, Luiz Carlos Ribeiro; CORREIA, Fernando Motta. Alocação dos gastos públicos e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, 51(4):616-632, 2017.
- NERI, Marcelo Côrtes. Qual foi o impacto da crise sobre a pobreza e a distribuição de renda? **Sumário-Executivo**, FGV Social, setembro de 2018. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/27351>. Acesso em: 16/09/2020.

- OKUN, Arthur M. [1975] **Equality and efficiency: The big tradeoff**. Brookings Institution Press, 2015.
- OLAOYE, Olumide Olusegun; ORISADARE, Monica; OKORIE, Ukafor Ukafor. Government expenditure and economic growth nexus in ECOWAS countries. **Journal of Economic and Administrative Sciences**, 2019.
- OMS: Organização Mundial da Saúde. **Relatório Mundial da Saúde - Financiamento dos sistemas de saúde: o caminho para a cobertura universal**, 2010.
- ONAFOWORA, Olugbenga; OWOYE, Oluwole. A panel vector AutoRegression analysis of income inequality dynamics in each of the 50 states of USA. **International Journal of Social Economics**, 2017.
- ORAIR, Rodrigo Octávio; GOBETTI, Sergio Wulff. **O Gasto Público e o Ciclo da Política Fiscal - 1999-2014**. Monografia Prêmio SOF 1º Lugar, Tema 1 - Qualidade do Gasto Público, 2015.
- ORAIR, Rodrigo Octávio; SIQUEIRA, Fernando de Faria; GOBETTI, Sergio Wulff. **Política Fiscal e Ciclo Econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público**. XXI Prêmio Tesouro Nacional, 2016.
- OSTRY, Jonathan D; BERG, Andrew; TSANGARIDES, Charalambos G. Redistribution, inequality, and growth. **International Monetary Fund**, 2014.
- PARTRIDGE, Mark D. Is inequality harmful for growth? Comment. **The American Economic Review**, v. 87, n. 5, p. 1019-1032, 1997.
- PAULA, Luiz Fernando de; PIRES, Manoel. Crise e perspectivas para a economia brasileira. **Estudos avançados**, v. 31, n. 89, p. 125-144, 2017.
- PEREIRA-NETO, João Basílio; OREIRO, José Luís. Política Fiscal, Crescimento e Distribuição de Renda e Regimes de Endividamento Público: Uma abordagem Pós-Keynesiana. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 26, n. 49, p. 35-64, março de 2008.
- PERES, Marco Aurélio; ELLERY, Roberto. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, IPEA, v. 39, n. 2, p.159-206, 2009.
- PEROTTI, Roberto. Fiscal policy in good times and bad. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 4, p. 1399-1436, 1999.
- PEROTTI, Roberto. The "austerity myth": gain without pain?. In: Fiscal policy after the financial crisis. **University of Chicago Press**, p. 307-354, 2012.
- PESARAN, M. Hashem. **Time series and panel data econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 2015.
- PIRES, Manoel Carlos de Castro. Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 1, p. 69-90, 2014.
- PNUD - Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. **Relatório do Desenvolvimento Humano 2019**. UN: Plaza, New York, NY, USA.
- POCHMANN, Marcio. **Nova classe média?: o trabalho na base da pirâmide social brasileira**. Boitempo Editorial, 2015.
- RAMEY, Valerie A.; ZUBAIRY, Sarah. Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from US historical data. **Journal of Political Economy**, v. 126, n. 2, p. 850-901, 2018.

RASELLA, Davide; BASU, Sanjay; HONE, Thomas; PAES-SOUSA, Romulo; OCKÉ-REIS; Carlos Octávio; MILLETT, Christopher. Child morbidity and mortality associated with alternative policy responses to the economic crisis in Brazil: A nationwide microsimulation study. **PLoS Medicine** 15(5): e1002570, 2018. Disponível em: <<https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1002570>>

RIBEIRO, José Mendes; COSTA, Nilson. Regionalização da assistência à saúde no Brasil: os consórcios municipais no Sistema Único de Saúde (SUS). **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 22, 2000.

ROCHA, Fabiana; GIUBERTI, Ana C. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 11, n. 4, p. 463-485, 2007.

ROMER, Christina D.; ROMER, David H. A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications. **American Economic Review** 94. p. 1055–1084, 2004.

ROODMAN, David. How to Do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata. **Stata Journal**, v. 9, n.1, p. 86-136, 2009.

SALGADO, Valéria Alpino Bigonha. Consórcios Públicos Intermunicipais, no âmbito do SUS- Aspectos Básicos. **Brasília: Ministério da Saúde**, 2014.

SANTIAGO, Renato; FUINHAS, José Alberto; MARQUES, António Cardoso. Income inequality, globalization, and economic growth: a panel vector autoregressive approach for Latin American countries. In: **The Extended Energy-Growth Nexus**. Academic Press, 2019. p. 57-96.

SANTOS, Cláudio; MOTTA, Ana Carolina; FARIA, Monise. Estimativas anuais da arrecadação tributária e das receitas totais dos municípios brasileiros entre 2003 e 2019. **Nota Técnica Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, Carta de Conjuntura n. 48, 2020. Disponível em: <[https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/200730\\_cc48\\_nt\\_municipios\\_final.pdf](https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/200730_cc48_nt_municipios_final.pdf)>. Acesso em: 10/11/2020.

SARGENT, Thomas J. (1981) **Stopping Moderate Inflation: The Methods of Poincaré and Thatcher**. In: SARGENT, T.J. *Rational Expectations and Inflation*, 3a. ed., capítulo 4, 2013.

SASMAL, Ritwik; SASMAL, Joydeb. Public expenditure, economic growth and poverty alleviation. **International Journal of Social Economics**, 2016.

SCHETTINI, Bernardo P. Análises da dinâmica orçamentária dos municípios brasileiros: uma aplicação da metodologia VAR com dados empilhados. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 2, p. 291-310, 2012.

SILVA, Ricardo; CARVALHO, Vitor Manuel; RIBEIRO, Ana Paula. How large are fiscal multipliers? A panel-data VAR approach for the Euro area. **FEP Working Papers no. 500, August, Porto, Portugal: Faculty of Economics University of Porto**. 2013.

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

SILVEIRA, Fernando Gaiger; PASSOS, Luana. **Impactos distributivos da tributação e do gasto social – 2003 e 2008**. In: AFONSO, J.R.; LUKIC, M. R.; ORAIR, R. O. e SILVEIRA, F. G. (org.). *Tributação e desigualdade*. Belo Horizonte: Editora Letramento, 2017.

SILVEIRA, Fernando Gaiger; REZENDE, Fernando; AFONSO, José Roberto; FERREIRA, Jhonatan. Equidade Fiscal: Impactos Distributivos da Tributação e do Gasto Social no Brasil. **Centro Internacional de Políticas para o Crescimento Inclusivo**. One pager n. 221, 2013.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1-48, 1980.

SNIS. **Ranking do Saneamento 2020**. Instituto Trata Brasil. São Paulo, 2020. Disponível em: < <http://www.tratabrasil.org.br/estudos/estudos-itb/itb/ranking-do-saneamento-2020>>. Acesso em: 19/06/2020.

SNOWDON, Brian; VANE, Howard R. **Modern Macroeconomics: its origins, development and current state**. Massachusetts: Edward Elgar Publishing, Inc., 2005.

SOUZA, Pedro H. G. F.; MEDEIROS, Marcelo. **A concentração de renda entre os ricos no Brasil, 2006/2014**. In: AFONSO, J.R.; LUKIC, M. R.; ORAIR, R. O. e SILVEIRA, F. G. (org.). Tributação e desigualdade. Belo Horizonte: Editora Letramento, 2017.

STIGLITZ, Joseph E. Distribution of income and wealth among individuals. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 382-397, 1969.

STIGLITZ, Joseph E. **Economics of the public sector**. 3ª ed. New York: WW Norton & Co, 2000.

SUTHERLAND, Alan. Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy? *Journal of Public Economics*, v. 65, n. 2, p. 147-162, 1997.

TEIXEIRA, Rodrigo Alves; PINTO, Eduardo Costa. A economia política dos governos FHC, Lula e Dilma: dominância financeira, bloco no poder e desenvolvimento econômico. *Economia e sociedade*, v. 21, n. 4, p. 909-941, 2012.

TER-MINASSIAN, Teresa. Decentralizing government. *Finance and Development*, v. 34, n. 3, p. 36, 1997.

TESOURO NACIONAL. **Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro**. Disponível em: <https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/index.jsf> Acesso em: 06/03/2019

TOVAR-GARCIA, Edgar Demetrio. Disciplina de mercado en el sistema bancario centroamericano. *Contaduría y Administración*, México, v. 62, p. 1591–1609, 2017.

ULLAH, Subhan; AKHTAR, Pervaiz; ZAEFARIAN, Ghasem. Dealing with endogeneity bias: The generalized method of moments (GMM) for panel data. *Industrial Marketing Management Journal*, v. 71, p. 69-78, 2018.

WANG, Kuan-Min. Health care expenditure and economic growth: Quantile panel-type analysis. *Economic Modelling*, v. 28, p. 1536-1549, 2011.

WEBER, Axel A. **Testing long-run neutrality: empirical evidence for G7-countries with special emphasis on Germany**. In: Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. North-Holland, p. 67-117, 1994.

WESTERLUND, Joakim; COSTANTINI, Mauro. Panel cointegration and the neutrality of money. *Empirical economics*, v. 36, n. 1, p. 1-26, 2009.

WINDMEIJER, Frank. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, v. 126, p. 25–51, 2005.





## APÊNDICE A

**Tabela A 1.** Estatísticas descritivas - municípios até 5 mil habitantes, ano 2016 (valores em mil reais)

Variável	Obs	Média	Desv. Padrão	Min	Máx
Previdência	1.017	3.101,35	27.265,33	0	643.714,4
Assistência	1.017	1.757,31	4.394,61	0	79.507,94
Saúde	1.017	14.810,94	70.050,04	0	1.690.418,00
Educação	1.017	16.072,03	51.761,70	0	1.124.825,00
Saneamento	1.017	1.128,33	9.490,69	0	225.561,80

**Tabela A 2.** Estatísticas descritivas - municípios entre 5 e 10 mil habitantes, ano 2016 (valores em mil reais)

Variável	Obs	Média	Desv. Padrão	Min	Máx
Previdência	1.028	7.067,77	119829,60	0	3.775.659,00
Assistência	1.028	2.507,03	20.481,16	0	633.093,80
Saúde	1.028	20.058,83	154.828,20	0	4.603.532,00
Educação	1.028	21.712,22	140.183,00	0	4.191.864,00
Saneamento	1.028	2.111,62	28.119,07	0	854.752,30

**Tabela A 3.** Estatísticas descritivas - municípios entre 10 e 20 mil habitantes, ano 2016 (valores em mil reais)

Variável	Obs	Média	Desv. Padrão	Min	Máx
Previdência	1.222	2.842,12	14.906,43	0	293.943,30
Assistência	1.222	1.750,13	3.659,65	0	76.309,75
Saúde	1.222	13.533,23	37.938,31	0	702.133,20
Educação	1.222	16.549,67	33.808,56	0	448.189,70
Saneamento	1.222	1.104,99	6.411,595	0	139.746,50

**Tabela A 4.** Estatísticas descritivas - municípios entre 20 e 50 mil habitantes, ano 2016 (valores em mil reais)

Variável	Obs	Média	Desv. Padrão	Min	Máx
Previdência	1.089	10.871,01	228.547,40	0	7.509.979,00
Assistência	1.089	3.452,03	35.457,56	0	1.160.275,00
Saúde	1.089	28.000,46	290.854,40	0	9.410.424,00
Educação	1.089	32.380,88	304.717,00	0	9.900.947,00
Saneamento	1.089	2.456,47	2.0645,60	0	414.432,70

**Tabela A 5.** Estatísticas descritivas - municípios entre 50 e 100 mil habitantes, ano 2016 (valores em mil reais)

Variável	Obs	Média	Desv. Padrão	Min	Máx
Previdência	395	4.465,56	23.250,38	0	432.229,60
Assistência	395	2.667,397	4.546,19	0	62.406,15
Saúde	395	23.084,49	56.512,09	0	958.932,00
Educação	395	26.839,37	45.689,73	0	695.064,00
Saneamento	395	2.313,22	9.228,45	0	113.869,40

**Tabela A 6.** Estatísticas descritivas - municípios entre 100 e 500 mil habitantes, ano 2016 (valores em mil reais)

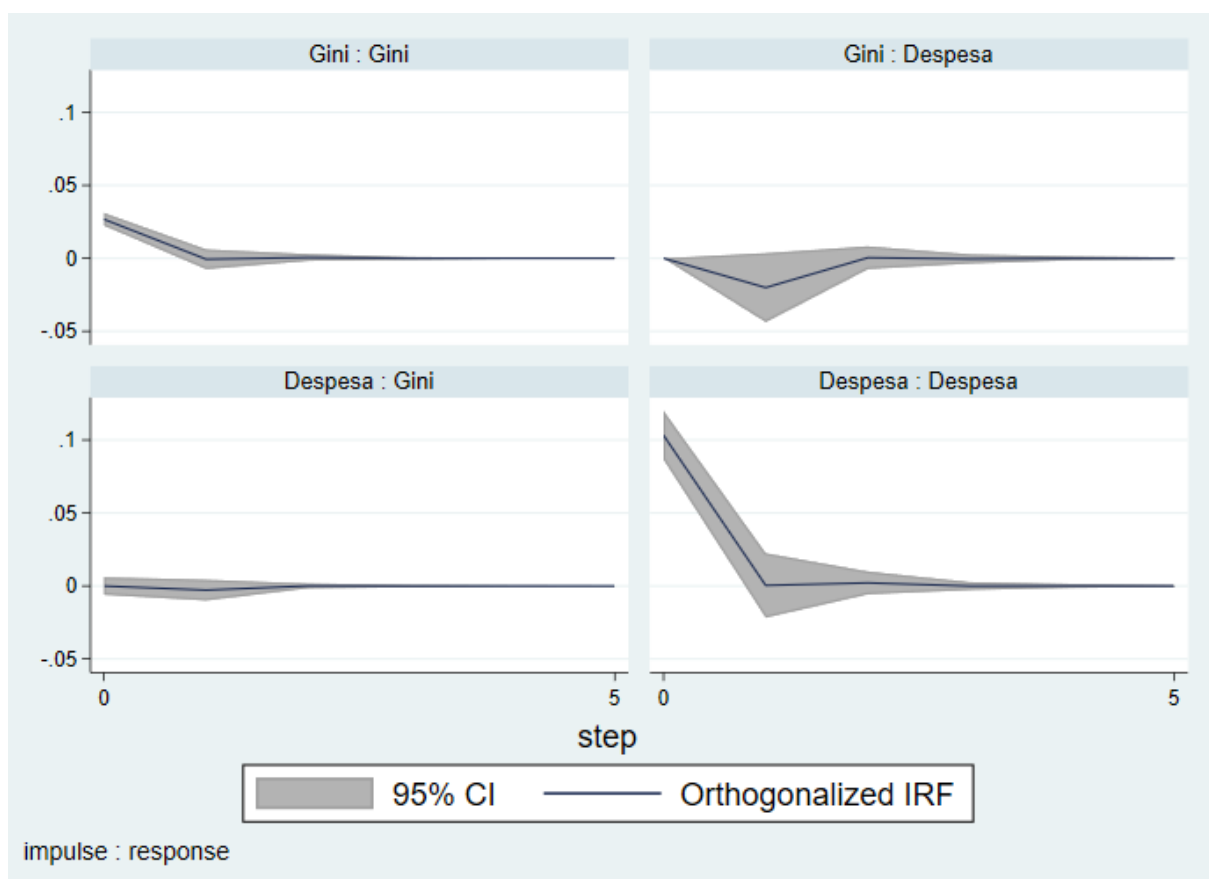
Variável	Obs	Média	Desv. Padrão	Min	Máx
Previdência	314	13.115,24	35.023,18	0	322.811,60
Assistência	314	5.776,01	11.951,11	0	10.3894,50
Saúde	314	49.250,11	103.343,80	0	966.962,30
Educação	314	51.022,11	8.5325,72	0	67.0952,80
Saneamento	314	4.858,28	16.531,84	0	129.235,00

**Tabela A 7.** Estatísticas descritivas - municípios com mais de 500 mil habitantes, ano 2016 (valores em mil reais)

Variável	Obs	Média	Desv. Padrão	Min	Máx
Previdência	44	73.266,78	200.183,30	0	843.924,80
Assistência	44	19.122,83	41.541,30	0	197.145,60
Saúde	44	219.834,50	503.092,50	0	2.620.254,00
Educação	44	152.738,00	315.614,40	0	1.359.094,00
Saneamento	44	20.652,04	70.519,15	0	391.107,10

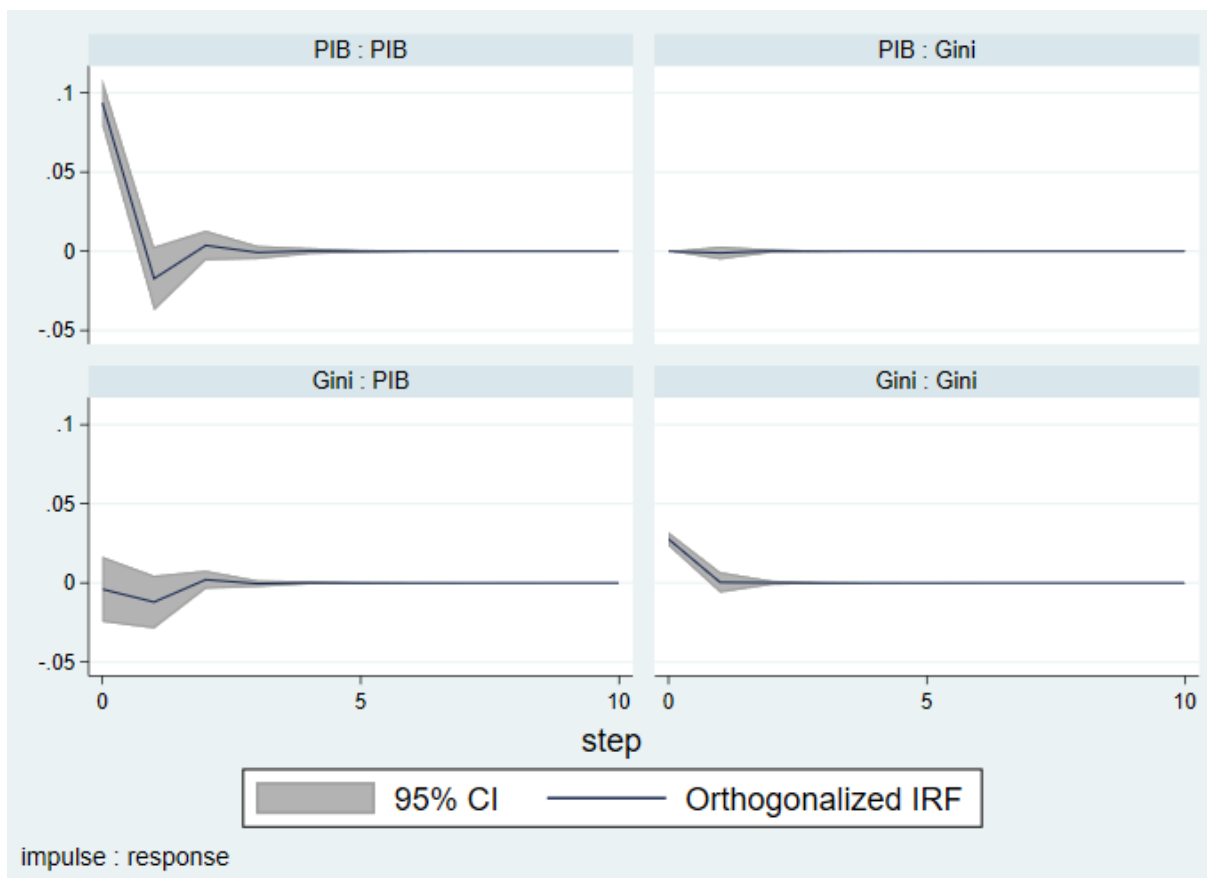
## APÊNDICE B

**Tabela B 1.** Função de Resposta ao Impulso: Gini e Despesas do governo



- Notas:
- 1) Intervalo de Confiança (CI) de 95%
  - 2) Impulso: resposta
  - 3) Gini corresponde à primeira diferença do ln do Gini estadual
  - 4) PIB (Despesa) corresponde à segunda diferença do ln do (da) PIB (despesa) estadual

**Tabela B 2.** Função de Resposta ao Impulso: Gini e PIB



- Notas:
- 1) Intervalo de Confiança (CI) de 95%
  - 2) Impulso: resposta
  - 3) Gini corresponde à primeira diferença do ln do Gini estadual
  - 4) PIB (Despesa) corresponde à segunda diferença do ln do (da) PIB (despesa) estadual