



# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 24 – nº 4

Outubro – Dezembro 2020

## ARTIGOS

**O *Quantitative Easing* influenciou no retorno do mercado financeiro brasileiro? Uma análise por estudo de eventos e testes lineares e não lineares**

Herberte João França Almeida, Adilson Giovanini, Kleverton Clovis de Oliveira Saath

**Efeito da corrupção sobre a eficiência institucional dos países**

Loredany Consule Crespo Rodrigues, Adriano Provezano Gomes, Evandro Camargos Teixeira

**Housing and sanitation-related diseases**

Fábio Nishimura

**Efeitos de curto e longo prazo das despesas públicas e suas componentes sobre a renda dos estados brasileiros no período 1986 – 2013**

Cristiano da Costa da Silva, Natanael Soares Leite, Felipe de Sousa Bastos, Frankielison Maia

**Predição de sinistros agrícolas: Uma abordagem comparativa utilizando aprendizagem de máquina**

Arthur Lula Mota, Daniel Lima Miquelluti, Vitor Augusto Ozaki

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 24 – nº 4 Outubro – Dezembro 2020

PAPERS

**Did the *Quantitative Easing* influence the return of the Brazilian financial market? An analysis by study of events and linear and non-linear tests**

Herberte João França Almeida, Adilson Giovanini, Kleverton Clovis de Oliveira Saath

**Effect of corruption on institutional efficiency of countries**

Loredany Consule Crespo Rodrigues, Adriano Provezano Gomes, Evandro Camargos Teixeira

**Housing and sanitation-related diseases: a regression discontinuity design approach**

Fábio Nishimura

**Short and long-term effects of public expenditure and its components on income of Brazilian states in the period 1986 - 2013**

Cristiano da Costa da Silva, Natanael Soares Leite, Felipe de Sousa Bastos, Frankielison Maia

**Forecast of agricultural claims: A comparative approach using machine learning**

Arthur Lula Mota, Daniel Lima Miquelluti, Vitor Augusto Ozaki

ISSN 1980-5330



APOIO:





# ECONOMIA APLICADA

Vol. 24 – nº 4

Outubro – Dezembro 2020

## Editor

Eliezer Martins Diniz

## Editores Associados

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

## Conselho Editorial

**Affonso Celso Pastore**

USP

**Cássio F. Camargo Rolim**

UFPR

**Clélio Campolina Diniz**

CEDEPLAR

**Eleutério F. S. Prado**

USP

**Francisco Anuatti Neto**

USP/RP

**Geraldo Sant'ana de Camargo Barros**

ESALQ/USP

**José Marcelino da Costa**

NAEA/PA

**Marcelo Portugal**

UFRGS

**Márcio Gomes Pinto Garcia**

PUC/RJ

**Paulo César Coutinho**

UnB

**Pierre Perron**

Boston University

**Ricardo R. Araújo Lima**

UnB

**Roberto Smith**

UFCE

**Rogério Studart**

UFRJ

**Sérgio Werlang**

FGV/RJ

**Victor Bulmer-Thomas**

University of London

**Antônio Barros de Castro**

UFRJ

**Cláudio Monteiro Considera**

UFF

**Denisard C. de Oliveira Alves**

USP

**Fernando de Holanda Barbosa**

FGV-UFF

**Geoffrey J. D. Hewings**

University of Illinois

**Gustavo Maia Gomes**

IPEA

**José A. Scheinkman**

Princeton University

**Maria José Willumsen**

Florida International University

**Mário Luiz Possas**

UFRJ

**Paulo Nogueira Batista Júnior**

FGV/SP

**Pedro Cesar Dutra Fonseca**

UFRGS

**Robert E. Evenson**

Yale University

**Rodolfo Hoffmann**

ESALQ/USP

**Russell E. Smith**

Washburn University

**Tomás Málaga**

FGV/SP

**Wilson Suzigan**

Unicamp



A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo. Os conceitos emitidos são de responsabilidade exclusiva do(s) autor(es). A simples remessa do trabalho implica que o(s) autor(es) concordam que, em caso de aceitação para publicação, a ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS) passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa. Revista financiada com recursos do Programa de Apoio a Publicações Científicas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, entidade governamental brasileira promotora do desenvolvimento científico e tecnológico. Essa revista está sendo indexada por Journal of Economic Literature, versões *eletronic on line* e CD-ROM e no portal Revistas USP.

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramação: Caio Henrique Montoro de Lucca

## Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: [revecap@usp.br](mailto:revecap@usp.br)

Site: <http://www.usp.br/revecap>

## FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP.

Economia Aplicada / Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo – v. 1, n. 1 – – Ribeirão Preto: FEA-RP, 1997-

Trimestral

Publicado anteriormente sob responsabilidade de FEA/USP, FIPE e FEA-RP

ISSN 1980-5330

1. Economia I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Departamento de Economia.

CDD 22.ed – 330.

# ECONOMIA APLICADA

Vol. 24 – nº 4

Outubro – Dezembro 2020

## ARTIGOS

- 435 **O *Quantitative Easing* influenciou no retorno do mercado financeiro brasileiro? Uma análise por estudo de eventos e testes lineares e não lineares**  
Herberte João França Almeida , Adilson Giovanini , Kleverton Clovis de Oliveira Saath
- 461 **Efeito da corrupção sobre a eficiência institucional dos países**  
Loredany Consule Crespo Rodrigues , Adriano Provezano Gomes , Evandro Camargos Teixeira
- 487 **Housing and sanitation-related diseases**  
Fábio Nishimura
- 509 **Efeitos de curto e longo prazo das despesas públicas e suas componentes sobre a renda dos estados brasileiros no período 1986 – 2013**  
Cristiano da Costa da Silva , Natanael Soares Leite , Felipe de Sousa Bastos , Frankielison Maia
- 533 **Predição de sinistros agrícolas: Uma abordagem comparativa utilizando aprendizagem de máquina**  
Arthur Lula Mota , Daniel Lima Miquelluti , Vitor Augusto Ozaki



# O QUANTITATIVE EASING INFLUENCIOU NO RETORNO DO MERCADO FINANCEIRO BRASILEIRO? UMA ANÁLISE POR ESTUDO DE EVENTOS E TESTES LINEARES E NÃO LINEARES

HERBERTE JOÃO FRANÇA ALMEIDA \*  
ADILSON GIOVANINI †  
KLEVERTON CLOVIS DE OLIVEIRA SAATH ‡

## Resumo

Diante da crise do Subprime, bancos centrais de diversos países utilizaram o *Quantitative Easing* (QE) para estimular a economia. Este trabalho utiliza dados diários, Fevereiro de 2007 a julho de 2015, de treze indicadores do mercado brasileiro e emprega a abordagem de estudo de eventos e diferentes testes lineares e não lineares para avaliar a influência do QE sobre os retornos desses indicadores. Os resultados encontrados indicam que, independente do teste realizado, há fortes evidências de que o QE influenciou o retorno dos ativos. Contudo, a primeira fase teve maior efeito sobre os retornos dos ativos do que as demais.

**Palavras-chave:** *quantitative easing*, estudo de eventos, retornos anormais, testes lineares e não lineares, índice bovespa.

## Abstract

Facing the subprime crisis, central banks of many countries deployed Quantitative Easing (QE) to stimulate the economy. Our paper uses daily data of thirteen Brazilian market indicators from February 2007 to July 2015, employing an event study approach together with diverse linear and nonlinear tests to evaluate QE's influence in the returns of these indicators. Results suggest that, regardless of the tests performed, there are strong evidences that QE had an influence in the assets return. However, the first phase had a greater effect on the returns compared to the rest.

**Keywords:** *quantitative easing*, event study, abnormal returns, linear and nonlinear tests, bovespa index.

**JEL classification:** E50, E52, E58, G12.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea146035>

\* Prof. Dr. Departamento de Economia e Relações Internacionais, Universidade Federal de Santa Catarina, UFSC. Email: [helberte.almeida@ufsc.br](mailto:helberte.almeida@ufsc.br)

† Prof. Dr, Departamento de Administração Pública, Universidade do Estado de Santa Catarina, UDESC. Email: [adilsoneconomia@gmail.com](mailto:adilsoneconomia@gmail.com)

‡ Mestre, Programa de Pós graduação em Economia (PPGECO- UFSC). Universidade Federal de santa Catarina, UFSC. Email: [klevertonsaath1995@hotmail.com](mailto:klevertonsaath1995@hotmail.com)

## 1 Introdução

Diante da crise financeira do Subprime, que ocorreu no período 2007 - 2008, os bancos centrais dos Estados Unidos, Japão, Reino Unido e Zona do Euro recorreram à política fiscal e monetária para estimular as suas respectivas economias. No entanto, a expansão fiscal e os cortes sucessivos na taxa de juros não foram suficientes para mudar o ambiente recessivo criado pela crise financeira. Conforme a taxa de juros se aproximava de zero (*zero lower bound*), os bancos se viram impossibilitados de utilizar esse instrumento. Nesse contexto, bancos centrais passaram a adotar a política monetária não convencional (*Quantitative Easing*) para tentar estimular o crescimento econômico.

O *Quantitative Easing* (QE) consiste na expansão da base monetária por meio da compra de ativos financeiros públicos e privados (dívida pública, empréstimos comerciais ou ações). A política de intervenção via QE, adotada pelo Banco Central dos Estados Unidos (FED), se divide em três fases. Precisamente, a primeira fase (QE1) teve como alvo o mercado de hipotecas, que foi o mais afetado pela crise. Nessa etapa, o FED concentrou suas ações na compra das dívidas das agências securitizadas e de ativos lastreados em hipotecas. Na segunda fase (QE2), o FED recorreu à compra de títulos privados para reduzir a taxa de juros de longo prazo. Por fim, na terceira fase (QE3), o FED comprou novamente os títulos de agências securitizadas no mercado imobiliário com o objetivo de garantir maior liquidez à economia norte-americana.

Embora o QE tenha por finalidade alcançar variáveis internas (liquidez, taxa de desemprego, PIB, atividade econômica), seu efeito transbordamento alcançou as economias emergentes. Entre os efeitos gerados pelos fluxos monetários internacionais oriundos dos QE cabe destacar: a saída de capital privado, apreciação nas moedas dos países emergentes, bolha no preço dos ativos e desequilíbrios financeiros.

A contribuição do presente artigo para a literatura especializada no tema consiste em verificar se os investidores realocaram seus portfólios investindo no Brasil em resposta à intervenção do FED via QE. O estudo também analisa se a intervenção do FED resultou em retornos anormais no mercado financeiro brasileiro. Para tanto, utilizam-se duas abordagens, a saber: i) estudo de eventos; ii) e a aplicação de testes que buscam identificar a presença de estruturas de dependências lineares e não lineares nas séries de retornos dos principais indicadores do mercado financeiro brasileiro. Dessa forma, o presente estudo busca realizar uma contribuição para a literatura ao considerar como objeto de análise os índices setoriais do Bovespa. Estes são de extrema importância por refletirem as expectativas econômicas desses setores.

Por fim, cabe salientar que a utilização dos indicadores setoriais possibilita a realização de uma análise individualizada para cada mercado, identificando o efeito desagregado do QE sobre a economia brasileira. Dessa forma, a metodologia utilizada possibilita a extração de um conjunto rico e elucidativo de informações a respeito dos efeitos do QE sobre o mercado financeiro nacional.

Além desta introdução, este trabalho se encontra estruturado em mais quatro seções. A seção 2 realiza uma revisão da literatura que investiga o efeito transbordamento da política de intervenção do QE nas economias em desenvolvimento. Em seguida, a seção 3 apresenta a metodologia utilizada para avaliar os impactos do QE sobre os ativos financeiros brasileiros. Posteriormente, a seção 4 mostra os resultados encontrados para o estudo de eventos e também para os testes lineares e não lineares realizados. Por fim, a seção 5

traz algumas considerações finais.

## 2 O *Quantitative Easing*

### 2.1 Contexto de realização do *Quantitative Easing*

O termo *Quantitative Easing* foi criado originalmente pelo Banco Central do Japão como parte de uma política não convencional de intervenção levada a cabo entre os anos de 2001 e 2006. Segundo Fujiki et al. (2001), após a ocorrência de uma crise financeira asiática em 1997, as taxas de juros de curto prazo do Japão foram reduzidas para próximo de zero no ano de 1999. A utilização dos mecanismos convencionais de política monetária não impediram que o país ingressasse em um cenário deflacionário e recessivo. Como resultado, o Banco Central do Japão passou a adotar uma política de flexibilização quantitativa a partir de março de 2001 (Pretorius 2018). Mais precisamente, esta política possuía como objetivo aumentar a liquidez dos bancos comerciais e, desse modo, promover os empréstimos privados por meio da presença de estoques de reservas em excesso nos bancos comerciais. Ela foi realizada por meio da compra de montante de títulos do governo superior ao necessário para reduzir a taxa de juros para zero. Também foram comprados títulos, ações lastreados em ativos e papéis comerciais, o que resultou em aumento dos saldos nas contas correntes dos bancos comerciais em cerca de US\$ 300 bilhões no período entre 2001 e 2006 (Pretorius 2018).

Apesar do termo *Quantitative Easing* ter sido proposto apenas recentemente, sendo utilizado para denominar o conjunto de políticas monetárias não convencionais adotadas pelo Banco do Japão no período 20001-2006, cabe salientar que a primeira adoção de políticas monetárias com essas características remonta à grande depressão, que ocorreu nos Estados Unidos na década de 1930. Assim, naquele período o FED implementou políticas monetárias não convencionais de compra de ativos privados para aumentar a liquidez da economia e retirar o país do cenário de recessão em que se encontrava (Bordo 2014). Como resultado, as reservas excedentes dos bancos americanos foram superiores à 6% em 1940, enquanto desapareceram no decorrer de todo o período pós-guerra. Fato esse que evidencia a efetividade da política frente às opções convencionais no tocante ao aumento da liquidez (Homburg 2017).

Nos anos recentes, em face da crise financeira global, que emergiu após a quebra do Lehman Brothers, em setembro de 2008, e alcançou a economia de diversos países, os governos e bancos centrais dessas nações adotaram uma variedade de medidas econômicas (fiscal e monetária). Essas políticas possuíam como objetivo estabilizar as condições financeiras e sustentar a demanda agregada (Bernanke 2010).

Uma das medidas adotadas foi a utilização de política monetária convencional, ou seja, visando a recuperação no crédito e na liquidez dos seus respectivos países, os bancos centrais realizaram rodadas sucessivas de redução nas taxas de juros. Por exemplo, a taxa de juros nominal no Reino Unido que era de 5% em outubro de 2008 caiu para 0,5% em março de 2009. Esse movimento de queda dos juros também foi registrado na economia norte-americana, que teve sua taxa de juros reduzida de 5,25% para 0,5% em menos de seis meses (Hara 2014).

Como resultado desses cortes sucessivos nas taxas de juros, elas se tornaram próximas de zero (*zero lower bound*), o que se mostrou insuficiente para

fazer com que o cenário econômico interno desses países se modificasse. Conforme enfatizado por Meier (2009), os juros baixos e o ambiente recessivo que emergiu da crise financeira mostraram que os instrumentos tradicionais de política monetária não seriam suficientes para estimular a economia. Diante desse quadro, os bancos centrais passam a adotar políticas monetárias não convencionais.

Segundo Bernanke (2012), existe três maneiras de conduzir as políticas monetárias não convencionais, a saber: i) moldar as expectativas dos agentes econômicos frente à condução da política monetária; ii) mudar a composição do balanço patrimonial do Banco Central (*Qualitative Easing*); e iii) aumentar o tamanho do balanço patrimonial do Banco Central, isto é, a compra de ativos financeiros, expandindo a base monetária (*Quantitative Easing*). Durante a crise de 2008, o FED injetou cerca de US\$3,6 trilhões de dólares na economia norte-americana através da compra de ativos financeiros, quadruplicando o volume de ativos do balanço patrimonial do Banco Central. Por ter sido o mais adotado, o QE norte-americano será o foco de análise do presente estudo.

De acordo com Breedon et al. (2012), apesar do QE ser amplamente usado por diversos bancos centrais, a sua efetividade é altamente discutida. Dessa maneira, os autores salientam que para que essa política tenha sucesso é crucial que os mecanismos de transmissão da política monetária estejam funcionando, de modo que as alterações na liquidez da economia se reflitam no nível de atividade.

Uma política expansionista pode levar à formação de expectativas de inflação mais elevada no futuro. Essas expectativas se refletem na eficiência da política monetária, pois os investidores passam a exigir juros mais elevados (Hara 2014). A expectativa de inflação mais elevada também pode gerar efeito transbordamento, pois resulta na revisão das expectativas de risco dos investidores, levando-os a aplicar em ativos estrangeiros que possuem risco mais elevado, mas pagam prêmio maior.

Mediante sinalização, os anúncios do FED podem ser utilizados para informar o mercado sobre as medidas que ele pretende adotar e, possivelmente, a trajetória futura que a taxa de juros deve trilhar. De acordo com Bauer & Rudebusch (2014), os anúncios de compra de títulos sinalizam ao mercado que as taxas de juros de longo prazo devem permanecer baixas, sendo o mesmo válido para os rendimentos. A expectativa de juros menores no futuro é outro elemento que pode gerar efeito de transbordamento, pois pode estimular os investidores a procurarem aplicações mais rentáveis em outros países.

Ademais, as intervenções do FED via QE podem modificar as taxas de juros de curto prazo, o que influencia na quantidade de títulos disponíveis, modificando toda a estrutura de taxas de juros em virtude das relações financeiras existentes entre os ativos, evidenciada pela estrutura a termo da taxa de juros. Dessa forma, como os ativos financeiros não são substitutos perfeitos no portfólio dos investidores, as mudanças nos juros levam estes a alterarem a composição da sua carteira de investimentos, os levando a buscar ativos mais rentáveis no curto prazo (Bernanke 2010).

## 2.2 Evidências do *Quantitative Easing*

A literatura que analisa o QE e seus diferentes impactos tem se desenvolvido e recebido importantes contribuições nos anos recentes. Diversos estudos, mediante a utilização de metodologias distintas, buscam identificar se o QE in-

fluencia o comportamento dos ativos financeiros dos países desenvolvidos e emergentes. Na linha de estudos que analisa o impacto do QE sobre as reservas federais, destacam-se Gagnon et al. (2011). Estes mostraram que as compras do FED realizadas entre dezembro de 2008 e março de 2010 afetaram o comportamento da taxa de juro de longo prazo desse país. Seguindo linha análoga, D'Amico & King (2010) e Hamilton & Wu (2012) apresentam evidências que corroboram o argumento de que essas intervenções reduziram as taxas de juro de médio e longo prazo dos Estados Unidos.

Em adição, Neely et al. (2009) salientam que o QE teve repercussões importantes em taxas de juros internacionais de longo prazo e no valor à vista do dólar. Por sua vez, Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen (2011), Meaning & Zhu (2011) e Joyce et al. (2011) apontam fortes evidências de que a primeira fase de intervenção do FED teve maior efeito nos juros de longo prazo do que as demais fases.

A literatura do QE também tem recebido importantes contribuições voltada para a avaliação do efeito dessa política sobre o mercado de títulos. Assim, Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen (2011) e Neely et al. (2009) verificam que o QE afetou os rendimentos do capital e as taxas de retorno dos títulos corporativos. Mais precisamente, os resultados encontrados sugerem que o QE1 exerceu impacto positivo sobre os títulos corporativos negociados nos Estados Unidos. Por sua vez, Joyce et al. (2011) avaliam os efeitos do QE realizado pelo Reino Unido. Os autores concluem que o QE reduziu os rendimentos dos títulos do governo em aproximadamente 100 pontos base no longo prazo.

Outra linha de pesquisa busca avaliar o efeito de transbordamento do QE sobre economias emergentes. Hausman & Wongswan (2011) utilizam a metodologia de estudos de eventos para demonstrar que o QE impactou a taxa de juros corrente e futura desses países. Por sua vez, Neely (2010), utilizando a mesma metodologia, conclui que o QE realizado pelo FED gerou apreciação do dólar canadense e do yen perante o dólar americano. Por fim, Lavigne et al. (2014) analisam o efeito do QE sobre os retornos das ações de 17 países emergentes evidenciando que os anúncios do QE resultaram apenas em modificação no retorno do mercado acionário do Brasil.

Na mesma linha que essa literatura, Hara (2014), Lellis Junior (2015) e Almeida et al. (2018) avaliam os efeitos de transbordamento do QE sobre os juros, o câmbio, o preço dos ativos, o risco-país e a renda fixa do Brasil. Em suma, os resultados encontrados por esses autores mostram que o QE teve efeito nessas variáveis. Precisamente, o QE realizado pelo FED teve efeito de transbordamento e impactou a taxa de juros e no rendimento dos ativos financeiros do Brasil. Contudo, esse impacto é observado principalmente para a primeira fase de intervenção.

### **3 Metodologia**

#### **3.1 Dados**

Para a consecução dos objetivos propostos no presente estudo, a desagregação dos retornos do mercado financeiro do Brasil se mostra de suma importância. Assim, os indicadores analisados são os índices setoriais do Bovespa, precisamente: Índice IBOVESPA; Índice Utilidade Pública (UTIL); Índice Energia Elétrica (IEE); Índice Consumo (ICON); Índice Financeiro (IFNX); Índice Industrial (INDX); Índice Materiais Básicos (IMAT); Índice de Sustentabilidade

Empresarial (ISE); Índice Governança Corporativa - Novo Mercado (IGC-NM); Índice Governança Corporativa Trade (IGCT); Índice de Ações com Tag Along Diferenciado (ITAG); Índice Valor BM&FBOVESPA (IVBX 2) e o Índice Dividendos BM&FBOVESPA (IDIV).

Ademais, os dados são diários<sup>1</sup>, totalizando uma amostra com 2.100 observações referentes ao preço de fechamento desses índices para o período entre 02 de fevereiro de 2007 a 25 de julho de 2015. Cabe destacar que o elevado tamanho da amostra de dados possibilita elevada confiabilidade nos testes econométricos realizados, de modo que os resultados obtidos para os testes realizados apresentam elevado grau de robustez.

### 3.2 Evento Analisado

Conforme referido acima, o FED utilizou o QE para aumentar a liquidez da economia norte-americana. Essa intervenção pode ser dividida em três etapas distintas: QE1, QE2 e QE3. O QE1 pode ser dividido em duas intervenções, a saber: i) Em 25 de novembro de 2008, o FED anunciou a compra de mais de US\$ 500 bilhões em títulos lastreados em hipotecas (*Mortgage-Backed Security - MBS*) e US\$ 100 bilhões de dólares em títulos emitido por agências estatais (GSEs); ii) em 18 de março de 2009, o FED anunciou a compra de US\$ 300 bilhões de dólares em títulos de longo prazo, US\$ 750 bilhões de dólares em MBS e US\$ 100 bilhões em títulos das agências estatais.

O QE2 também pode ser discriminado em duas etapas: i) em 27 de agosto de 2010, o FED confirmou sua intenção de reinvestir o pagamento do principal proveniente de títulos comprados na rodada anterior; ii) no dia 3 de novembro de 2010, o FED comprou US\$ 600 bilhões de dólares em títulos de longo prazo do governo americano, o que elevou o montante de ativos no balanço do FED para US\$ 3 trilhões. Em 2011, o FED realiza um novo programa com o objetivo de alongar a maturidade dos ativos no seu balanço com a troca de ativos de curto prazo por ativos de longo prazo em montante equivalente à US\$ 667 bilhões até o final de 2012.

Em 13 de setembro de 2012, o FED lança uma nova rodada de intervenções, iniciando-se o QE3. Nesse dia, o FED anunciou a compra de US\$ 40 bilhões de dólares por mês dos títulos lastreados em hipotecas MBS. Posteriormente, em 12 de dezembro de 2012, o FED anunciou a compra não esterilizada (sem venda de títulos públicos) de US\$ 45 bilhões de dólares por mês em títulos de longo prazo. Como resultado, o QE3 injetou um total de US\$ 1,70 trilhões em ativos, fazendo com que o balanço do FED acumulasse um total de US\$ 4 trilhões de ativos com essa característica.

Em 19 de junho de 2013, o FED anunciou o fim do QE, com a redução gradual (*Tapering*) das compras de títulos, de US\$ 85 bilhões para US\$ 65 bilhões por mês a partir de setembro de 2013, sugerindo que o programa fosse encerrado em meados de 2014. Em 18 de setembro de 2013, diante da resposta negativa do mercado financeiro, o FED decidiu adiar a redução de seu programa de compra de títulos, anunciando em dezembro de 2013 que diminuiria as suas compras a partir de janeiro de 2014. As compras foram encerradas em 29 de outubro de 2014, após acumular US\$ 4,5 trilhões em ativos (Cruz 2017).

Em conjunto, esses eventos do FED resultaram em impacto na economia brasileira por meio da desvalorização da taxa de câmbio, redução na taxa de

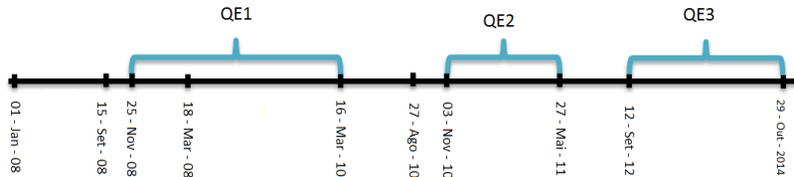
---

<sup>1</sup>Os dados foram obtidos na base de dados do Economática.

crescimento do PIB, aumento da inflação e deterioração da balança comercial (Lellis Junior 2015, Junior & Galvão 2019). Ao avaliar os indicadores setoriais de maneira desagregada, será possível avaliar se algum setor econômico foi mais afetado.

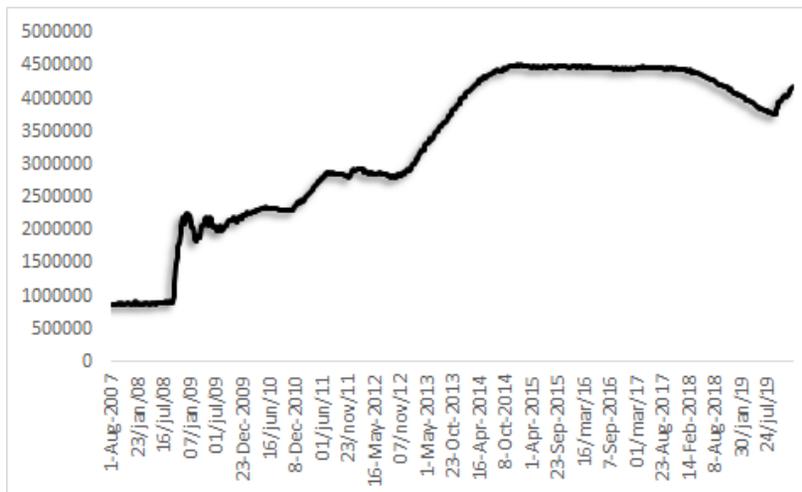
A Figura 1 sintetiza os eventos analisados.

**Figura 1:** Intervenções realizadas pelo FED



De acordo com as informações extraídas da base de dados do FED, Gráfico 2, o total de ativos no balanço do FED aumentou de US\$ 870 bilhões em agosto de 2007 para US\$ 2,8 trilhões em julho de 2011 e para US\$ 4,5 trilhões no início de 2015. Na sequência, refletindo o programa de redução nas intervenções, que ocorreu entre outubro de 2017 e agosto de 2019, o total de ativos diminuiu para US\$ 3,8 trilhões. No entanto, a partir de setembro de 2019, o total de ativos aumenta novamente, de modo que o FED encerra o ano de 2019 com US\$ 4,13 trilhões em ativos.

**Figura 2:** Total de ativos no balanço do FED, em milhões US\$

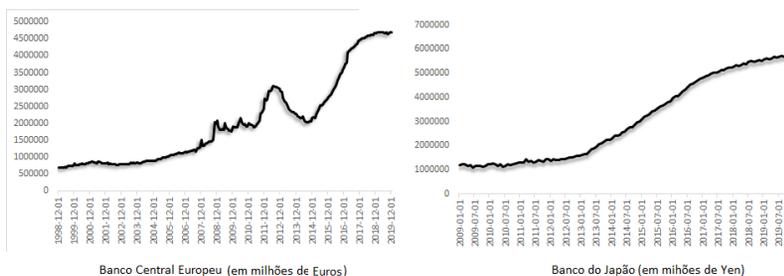


Cabe a realização de uma comparação entre a política de QE realizada pelo FED com a observada para os bancos centrais dos demais países desenvolvidos. O Banco Central do Japão, por exemplo, anunciou uma política semelhante em outubro de 2010, com a compra de US\$ 126 bilhões em ativos. Essa política foi estendida com novos anúncios em agosto e outubro de 2011, com a compra adicional de US\$ 66 bilhões em ativos. Em 4 de abril de 2013, o Banco do Japão anunciou que passaria a comprar cerca de US\$ 5 bilhões por ano, valor

elevado para cerca de US\$ 6,50 bilhões em 31 de outubro de 2014 (Claeys & Leandro 2016). Conforme se observa no Gráfico 3, esse país recorreu de forma contínua à compra de ativos, principalmente a partir de 2013. Como resultado, o total de ativos em posse do Banco do Japão se eleva de 1,2 trilhões de Yenes em janeiro de 2009 para 1,6 trilhões em janeiro de 2013, avançando para quase 5,8 trilhões em dezembro de 2019.

Por sua vez, o Banco Central Europeu também recorreu à intervenção através de *Quantitative Easing*, sendo em maio de 2009 anunciado o programa denominado *Covered Bonds Purchase*, com a compra de 60 bilhões de euros em obrigações hipotecárias. Já em maio de 2010 é anunciado o *Securities Market Program*, com a compra de 208,3 bilhões de euros em dívida soberana dos países da periferia da área do euro até o final de 2012 (Pattipeilohy et al. 2013). Em 6 de outubro de 2011 é anunciado o programa *Outright Monetary Transmission*, com a aquisição de 40 bilhões de euros em obrigações hipotecárias. Posteriormente, em julho de 2014, é lançado o programa *Targeted Longer-Term Refinancing Operations*, com o fornecimento de financiamento com prazo superior a 4 anos para instituições de crédito, sendo prorrogado em duas novas fases, anunciadas em março de 2016 e em março de 2019. Ademais, em 22 de Janeiro de 2015 é anunciado um programa mais agressivo de compra de ativos, o *Expanded Asset Purchase programme* (Meneses 2016). Segundo Carvalho et al. (2019), as intervenções do Banco Central Europeu no período 2015-2018 somaram US\$ 3 trilhões, de modo que a União Europeia passou a recorrer de forma recorrente ao QE para evitar que a taxa de inflação se tornasse negativa, comprometendo ainda mais o cenário econômico interno, sendo anunciada uma nova rodada de intervenções em 2019.

**Figura 3:** Total de ativos no balanço patrimonial do Banco Central Europeu e do Banco Central do Japão



Fonte: Fred St. Louis

Com efeito, conforme se observa no Gráfico 3, no início de 2009, o Banco Central Europeu possuía o montante de 1,9 trilhões de euros em ativos da zona do euro. Volume que aumentou significativamente no início de 2011, passando para 3,1 trilhões de euros, observando-se nova rodada de compra de ativos a partir do início de 2014. Por fim, no final de 2019 ele possuía 4,6 trilhões de euros em ativos.

Entre março de 2009 e janeiro de 2010, o Banco da Inglaterra também comprou 200 bilhões de libras em ativos privados. Em outubro de 2011, diante da recessão iminente, são anunciadas compras adicionais equivalentes à 75 bilhões de libras. Posteriormente, até 2016, foram realizadas novas intervenções na ordem de 100 bilhões de libras (Freire 2017).

Apesar dos demais países desenvolvidos também terem recorrido ao *Quantitative Easing*, em nenhum deles essa política alcança, no período da amostra (2007-2015), a magnitude em valores absolutos observada para o FED. Assim, o QE adotado pelos Estados Unidos é o de maior potencial de efeito sobre a cotação dos demais ativos internacionais. Todavia, conforme Neely (2019), em termos relativos, o Japão foi o país que mais recorreu aos instrumentos não convencionais de intervenção, a qual supera o montante do seu PIB em 2018. Os demais países investiram proporção consideravelmente inferior, com destaque para o Banco Central Europeu, 40% do PIB em 2018, e FED, 25% do seu PIB em 2014.

### 3.3 Estudo de eventos

De acordo com Fama (1970), a eficiência dos mercados significa que qualquer informação nova é transmitida imediatamente para o preço do ativo. Desse modo, a hipótese de mercados eficientes fornece os subsídios necessários para a mensuração do impacto provocado por uma nova informação. A metodologia utilizada para avaliar os efeitos do QE sobre os índices setoriais do Bovespa é a literatura denominada de “estudo de eventos”. Essa metodologia já foi amplamente utilizada em trabalhos anteriores como o de Brown & Warner (1980) e Lo & MacKinlay (1988).

Para a elaboração de um estudo de eventos, o primeiro passo consiste na definição do evento compreendido e dos objetos de análise. O evento estudado será a política do *Quantitative Easing* adotada pelo banco central dos Estados Unidos e os objetos de análise são os índices setoriais do Bovespa.

Após a definição do evento e dos objetos a serem estudados, o próximo passo consiste em encontrar o retorno normal desses ativos: retorno este observado caso o evento não ocorra. Posteriormente, faz-se necessário identificar os retornos anormais no período compreendido da janela de evento específico que está sendo analisada. O objetivo de tal estudo é verificar se os retornos dos ativos no dia do evento são anormais, ou seja, diferente do retorno normal e estatisticamente significante. Caso isso ocorra, pode-se concluir que o evento possui impacto no retorno do ativo.

A janela de retornos anormais foi definida como o período de intervenção do FED, adicionada a 10 dias anteriores e 10 dias posteriores ao evento. Os respectivos períodos antes e após os eventos são adicionados para identificar se os agentes antecipam e/ou reagem à intervenção do FED. Formalmente, o retorno anormal é definido por:

$$RA_{it} = R_{it} - E(R_{it}), \quad (1)$$

no qual  $RA$  denota o retorno anormal do ativo;  $R$  é o retorno observado do ativo;  $E(R)$  é o retorno esperado do ativo;  $i$  denota o ativo; e  $t$  o período analisado. Para avaliar o retorno esperado, considera-se que existe uma relação linear entre o retorno do mercado e o retorno do ativo. Precisamente:

$$E(R_{j,t}) = \alpha_t + \beta_j R_{m,t}, \quad (2)$$

sendo  $\alpha$  e  $\beta$  estimados via mínimos quadrados ordinários (MQO) e correspondentes aos dados da janela de estimação anterior ao evento. Posteriormente, calcula-se o retorno anormal médio para as janelas de eventos, a saber:

$$AR_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N RA_{i,t}. \quad (3)$$

Em posse dos retornos anormais médios acumulados, realiza-se o teste t para verificar se estes são estatisticamente diferentes do retorno normal. A estatística T é dada por

$$T = \frac{AR_t}{S_{it}}. \quad (4)$$

sendo S o desvio-padrão.

### 3.4 Testes lineares e não lineares

Conforme referido acima, o objetivo do presente estudo é avaliar se o QE afetou o retorno dos índices setoriais do Bovespa. Para tanto, utiliza-se da metodologia de estudo de eventos. Com a finalidade de garantir maior solidez aos resultados encontrados no estudo de eventos, utilizam-se também diversos testes sobre os retornos para identificar a presença de estruturas de dependências lineares e não lineares. Caso esses testes apontem para a presença de linearidade e/ou não linearidade nos períodos em que o estudo de eventos indica a ocorrência de retornos anormais, tem-se as evidências necessárias sobre a robustez dos resultados encontrados pelo estudo de eventos. Caso contrário, os resultados do estudo de eventos passam a ser questionados.

Como ressalta Brooks et al. (1999), os testes não lineares apresentam vantagem em relação aos testes de quebra estrutural, pois identificam as mudanças na volatilidade dos ativos e não apenas no retorno. Ademais, dado que as mudanças podem ocorrer de forma repentina e por breves períodos, essa metodologia é a mais adequada para o presente estudo. Os testes lineares e não lineares utilizados são apresentados abaixo.

#### Testes Lineares

##### Teste Runs

O teste Runs é um teste não paramétrico e tem por finalidade avaliar se uma série de observações ao longo do tempo é aleatória e independente. Para esse fim, o teste baseia-se na análise da sequência de mudanças consecutivas nos retornos. Quando a sequência é positiva, ela é uma *run* positiva, se a sequência é negativa, ela é uma *run* negativa, e, caso a sequência seja zero ela é uma *run* zero. A *run* esperada é o número de mudanças observadas no retorno se este é gerado por um processo aleatório. Se a *run* atual é próxima da *run* esperada, há evidências de que os retornos são gerados por um ruído branco. O número de *runs* esperadas é definido por:

$$ER = \frac{X(X-1) - \sum_{i=1}^3 c2_i}{X}, \quad (5)$$

sendo X o número total de runs; e  $c_i$  o número de mudanças no retorno para cada categoria de sinal. A *run* esperada possui distribuição normal, para valores maiores de X.

### Teste da Taxa de variância

O teste da taxa de variância é capaz de distinguir aleatoriedade entre vários processos estocásticos em análise. Dada a hipótese de que o processo gerador de dados do retorno do ativo,  $R_t$ , é um ruído branco, a variância de  $R_t + R_{t-1}$  deve ser duas vezes a variância de  $R_t$  (Lo & MacKinlay 1988). Formalmente:

$$VR(2) = \frac{Var[R_t(2)]}{2Var[R_t]} = Var[R_t + R_{t-1}] = \frac{2Var[R_t] + 2Cov[R_t, R_{t-1}]}{2Var[R_t]}, \quad (6)$$

$$VR(2) = 1 + \rho(1), \quad (7)$$

no qual  $\rho(1)$  é o coeficiente de correlação de primeira ordem dos retornos  $R_t$ . Um processo ruído branco possui autocorrelação igual a zero, o que implica que  $VR(2) = 1$ . Esse teste pode ser estendido para qualquer número de períodos. Precisamente:

$$VR(q) = \frac{Var[R_t(q)]}{qVar[R_t]} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho^k, \quad (8)$$

em que  $R_t(k) = R_t + R_{t-1} + \dots + R_{t-k+1}$  e  $\rho(k)$  é o coeficiente de autocorrelação de ordem  $k$ th, sendo  $VR(q) = 1 \forall q$ .

A estatística do teste robusta à presença de heterocedasticidade é definida por:

$$Z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{\phi^*(q)^{\frac{1}{2}}}, \quad (9)$$

que segue distribuição normal assintoticamente. De acordo com o teste, os retornos são passeios aleatórios quando a razão de variâncias é um (1).

### Teste de Taxa de Variância Múltipla

De acordo com Chow & Denning (1993), esse teste corrige algumas limitações do teste de taxa de variância. Assim, um conjunto de taxas de variância múltiplas, para determinado número de períodos, são testadas para determinar se, conjuntamente, a taxa de variância múltipla é igual à 1. A hipótese nula testa se o retorno do ativo é ruído branco, isto é,  $M_r = (qi) = VR(q) - 1 - 0$ . Para um grupo de  $m$  testes, esta pode ser generalizada por:

$$\{M_r(q) | i = 1, 2, \dots, m\}. \quad (10)$$

As hipóteses testadas são:

$$H_{0i} = M_r = 0 \forall i = 1, 2, \dots, m, \quad (11)$$

$$H_{0i} = M_r \neq 0 \forall i = 1, 2, \dots, m, \quad (12)$$

Portanto, valores estatísticos acima de 1,96 (valor absoluto), rejeitam a hipótese nula.

### 3.5 Testes não lineares

Nas últimas décadas, os estudos sobre o mercado financeiro foram dominados por ferramentas que identificam a existência de relações lineares entre o retorno dos ativos financeiros. Dessa forma, diferentes testes (autorregressivo; ruído branco; igualdade das variâncias e raiz unitária) recorrem a modelos lineares para verificar os retornos dos ativos. Todavia, Saadi et al. (2006) e Lim et al. (2006) salientam que os ativos financeiros podem não apontar correlação linear, mas podem apresentar dependência não linear. Diante desses fatos, a aplicação de testes de estacionariedade lineares é inadequada se o verdadeiro processo gerador de dados (PGD) for um processo não-linear. Portanto, o modelo linear só é válido quando os testes de não linearidade não encontram nenhuma evidência de que os ativos são afetados por não linearidades (Lim et al. 2003).

Diante do exposto acima, realizam-se alguns testes não lineares nos dados. Contudo, antes de realizar os testes para identificar a presença de estruturas de dependência não linear é preciso remover a dependência linear existente entre os retornos, sendo o modelo AR(p) utilizado com este objetivo. O número ótimo de defasagens é escolhido por meio dos critérios de informação de Akaike e Schwarz. O teste de Ljung-Box é utilizado para confirmar a eliminação da dependência linear existente entre os retornos. Posteriormente, realizam-se os testes de dependência não linear (ARCH – LM; BDS; H).

#### Teste ARCH-LM

O teste ARCH-LM verifica se a magnitude dos resíduos apresenta correlação com os resíduos passados. Esse teste é baseado no R<sup>2</sup> da seguinte regressão auxiliar (Engle 1982).

$$R_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^M \alpha_i R_{t-i}^2 + \epsilon_t, \quad (13)$$

que possui distribuição Qui-quadrado. Se os resíduos apresentarem estrutura ARCH, rejeita-se a hipótese nula: a volatilidade dos resíduos possui correlação serial.

#### Teste BDS

Desenvolvido por de Grassberger & Procaccia (1983), esse teste é utilizado para testar se as variáveis que compõem a série são independentes e identicamente distribuídas (i.i.d). Esse teste pode detectar várias situações em que

as variáveis não são i.i.d, tais como: estacionariedade, não linearidade e caos determinísticos.

O teste BDS usa a dimensão de correlação de Grassberger & Procaccia (1983) para realizar um teste para uma amostra de  $n$  observações  $x_1, \dots, x_n$ , que contenha  $m$  dimensões e possui distância  $\epsilon$ . A correlação integral,  $C_m(n, \epsilon)$ , é estimada conforme segue:

$$C_m(n, \epsilon) = \frac{2}{(n-m)(n-m+1)} \sum_{S=1}^{n-m} \sum_{t=S+1}^{n-m+1} I_m(x_s, x_t, \epsilon), \quad (14)$$

em que  $n$  é o tamanho da amostra,  $m$  é a dimensão aninhada e  $\epsilon$  é a diferença máxima entre pares de observações contadas na estimação da correlação integral. A estatística de teste é:

$$W_m(\epsilon) = \sqrt{\frac{n}{\hat{V}_m}} (C_m(n, \epsilon) - C_1(m, \epsilon)^m). \quad (15)$$

O teste BDS considera que a variável aleatória  $\sqrt{n}(C_m(n, \epsilon) - C_1(n, \epsilon)^m)$  converge para uma distribuição normal assintoticamente para todo processo i.i.d. O teste BDS tem por hipótese nula a igualdade entre as séries. Portanto, valores estatísticos acima de 1,96 (valor absoluto) rejeitam a hipótese nula.

### 3.6 Teste H

De acordo com Saadi et al. (2006) e Lim et al. (2006), para realizar o teste  $H$ , divide-se a série de retornos em janelas não sobrepostas, assim, se o tamanho da janela é igual a  $n$ , a  $k$ -ésima janela é definida como:

$$\{R(t_{k+1}), R(t_{k+1} + 1), \dots, R(t_{k+1} + n - 1)\}, \quad (16)$$

Por sua vez, a próxima janela é definida pela seguinte sequência:

$$\{R(t_k)R(t_k + 1), \dots, R(t_k + n - 1)\}, \quad (17)$$

em que  $t_{k+1} = t_{k+n}$ . no qual  $tk + 1 = tk + n$ . A hipótese nula para cada janela é que o retorno é um processo estacionário com bicovariância igual a zero: um ruído branco. A hipótese alternativa é que o processo é aleatório, mas apresenta alguns períodos nos quais a bicovariância não é zero,  $C_{rrr}(r, s) = E[R(t)R(t+r)R(t+s)]$  com  $0 < r < s < L$ , em que  $L$  é o numero de defasagens. Para a construção da estatística de teste, os retornos devem ser padronizados. Formalmente:

$$Z(t) = \frac{R(t) - m_r}{s_r}, \quad (18)$$

em que  $m_r$  e  $s_r$  são a média e o desvio-padrão, respectivamente, da amostra que compõe a janela. O coeficiente de bicorrelação,  $Czz(r)$ , para  $r$  defasagens é definido por:

$$C_{zzz}(r, s) = (n - s)^{-1} \sum_{t=1}^{n-s} Z(t)Z(t+r)Z(t+s), \quad (19)$$

$$H = \sum_{s=2}^L \sum_{r=1}^{s-1} G^2(r, s), \quad (20)$$

sendo  $r$  é o número de defasagens. Por sua vez,  $G(r, s)$  é definido por:

$$G(r, s) = (n - s)^{\frac{1}{2}} C_{zzz}(r, s), \quad (21)$$

com  $0 \leq r \leq s$ . O teste  $H$  possui distribuição Qui-quadrado com  $(L - 1)(L/2)$  graus de liberdade.

## 4 Resultados Encontrados

### 4.1 Resultados do Estudo de Eventos

A Tabela 1 apresenta os resultados encontrados para o teste do estudo de eventos e todas as exposições dos resultados que se sucedem abaixo decorrem da análise dessa tabela. Dessa forma, observa-se que os agentes conseguiram prever a realização do QE dias antes de o evento ocorrer e isso impactou o Índice Utilidade Pública (UTIL). Assim, esse índice apresentou retorno anormal negativo para dois períodos,  $t - 3$  e  $t - 2$ . Portanto, o mercado brasileiro mensurado por esse índice reagiu com antecedência à ocorrência do QE e a incerteza presente no mercado internacional afetou o setor de Utilidade Pública brasileiro.

Os valores encontrados indicam que o QE também influenciou no comportamento do Índice Energia Elétrica (IEE), resultando em retorno anormal negativo. Mais precisamente, os agentes conseguiram antecipar que o FED iria realizar o QE e reagiram com dois períodos de antecedência. De modo análogo, o estudo de eventos está indicando que o QE resultou em retorno anormal positivo para o Índice Consumo (ICON) com 9 períodos de antecedência. Esses resultados sugerem que a incerteza gerada pela futura realização do QE afetou ambos os setores.

O Índice Financeiro (IFNX) apresentou retornos anormais positivos com oito dias de antecedência à realização do QE e também para seis dias após o anúncio da intervenção. Uma possível explicação para essa ocorrência é devido ao fato de que os investidores aplicaram maiores recursos em ativos desse índice ocasionando uma maior volatilidade.

Ademais, o Índice Industrial (INDX) apresentou retornos anormais positivos e negativos para os cinco períodos em análise, a saber: nove dias de antecedência ao QE (positivo); três dias de antecedência (positivo); dois dias de antecedência (negativo); oito dias após a política de intervenção (positivo); e dez dias após (positivo). Ao observar a Tabela 1, observa-se que esse índice foi o mais afetado pela política do QE. Dado que o setor industrial é consideravelmente afetado pela política monetária, esse resultado mostra que os investidores tentaram prever o preço desses ativos, considerando o impacto

que a nova política teria sobre ele. Como a realização dessa política envolve incerteza elevada, isso acaba refletindo no valor do índice, fazendo com que os investidores revissem sucessivas vezes qual seria o impacto da política. Assim, a maior incerteza existente entre os investidores acabou contagiando o índice, provocando o aumento em sua volatilidade.

No que diz respeito ao Índice de Materiais Básicos (IMAT), verifica-se que o mesmo apresentou retorno anormal negativo para sete dias após a política de intervenção do QE e também retorno anormal positivo para 10 dias posteriores. Portanto, os resultados mostram uma desvalorização elevada dos preços dos ativos que compõe o índice, ocorrendo sua correção após dois dias.

O Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) apresentou retorno anormal positivo para seis dias após a política de intervenção do FED. Por sua vez, o Índice Governança Corporativa - Novo Mercado (IGC-NM) apresentou retorno anormal positivo para nove e sete dias de antecedência a política do QE e também para seis dias após a política de intervenção. Tal resultado sinaliza que os investidores avaliaram que o QE teria um efeito positivo sobre os ativos que compõem esse índice.

O Índice de Governança Corporativa Trade (IGCT) apresentou três retornos anormais positivos para o período em análise. Assim, o índice apresentou retorno anormal positivo para nove e sete dias antes do QE e também para seis dias após. Tal resultado indica que as empresas que possuem governança corporativa diferenciada foram positivamente afetadas pelo QE.

Por sua vez, o Índice de Ações com Tag Along Diferenciado (ITAG) apresentou retorno anormal positivo para nove dias de antecedência a política monetária não convencional do QE e também para seis dias após. Esse resultado sinaliza que as empresas que oferecem melhores condições para os acionistas minoritários também foram positivamente afetadas pelo QE.

Em suma, verifica-se que a política de intervenção do QE afetou dez dos treze indicadores analisados. Além disso, a maioria dos resultados foi retornos anormais positivos e com antecedência, isto é, os agentes reagiram com antecedência à política do QE. Assim, apesar de existir elevada incerteza entre os investidores em relação a qual seria o impacto do QE sobre os ativos brasileiros, estes precificaram de forma diferenciada o impacto dessa política sobre os índices que compõem o mercado financeiro brasileiro. O fato de o INDX ser o índice mais afetado sinaliza que os investidores possuíam elevada incerteza sobre qual seria o impacto dessa política sobre o lado real da economia, setor industrial, utilidade pública e materiais básicos (que estavam determinando o dinamismo nacional no período). Contudo, os investidores criaram expectativas favoráveis para a grande maioria dos índices, sendo isso válido principalmente para os ativos de empresas pertencentes ao mercado financeiro e para as que possuem melhores indicadores de governança.

#### **4.2 Resultados dos testes lineares e não lineares**

Os testes lineares (Runs, Taxa de Variância e Taxa de Variância Múltipla) são estimados para cada índice setorial utilizando 2100 observações de retornos diários para o período entre 02/01/2007 a 25/07/2015. A Tabela 2 apresenta os resultados encontrados para o teste Runs. Assim, verifica-se que todas as séries são estacionárias, uma vez que a run esperada (ER) é inferior ao valor encontrado na distribuição normal com nível de confiança de 95% (1,96).

**Tabela 1:** Resultados encontrados pelo teste t para o estudo de eventos

Período	UTIL	IEE	ICON	IFNX	INDX	IMAT	ISE	IGC	IGCT	ITAG	IVBX2	IDIV
-10	-0,07	-0,03	-0,11	-0,30	-0,69	-0,22	-1,01	-0,81	-0,48	-0,74	0,07	0,07
-9	-0,18	0,59	1,84*	0,30	2,31*	0,40	1,28	2,88*	2,43*	2,11*	1,36	0,98
-8	1,37	0,92	0,90	1,77*	0,10	-1,54	0,70	0,45	0,73	1,33	1,10	1,43
-7	0,28	0,14	0,57	0,37	0,73	0,97	1,63	2,07*	1,84*	1,41	0,68	0,25
-6	0,66	0,81	-0,66	-0,17	-1,17	0,51	0,15	-0,83	-0,41	-0,57	0,64	0,70
-5	0,00	0,13	1,03	-0,89	1,17	0,12	-0,33	-0,63	-1,46	-0,60	0,62	0,94
-4	0,74	0,38	0,04	-1,22	-0,76	0,44	-0,26	-1,13	-1,61	-1,07	0,47	1,59
-3	-1,92*	-1,16	1,55	-0,77	1,65*	0,23	-1,19	-0,64	-1,26	-0,46	-0,17	-0,25
-2	-3,56*	-2,99*	-0,10	1,27	-1,76*	-0,39	0,08	-0,74	0,06	-0,37	-1,15	-0,93
-1	0,30	-0,04	-1,15	0,51	0,84	1,47	0,85	0,21	0,09	0,84	0,61	0,43
0	-0,45	-0,39	-0,28	0,57	0,21	0,53	0,08	0,21	0,47	0,52	-0,23	0,99
1	-1,02	-0,02	1,10	0,30	1,08	0,01	-0,17	1,30	0,98	0,96	-0,36	-0,08
2	-0,12	-0,10	-0,10	0,30	-0,14	0,38	1,31	0,53	0,88	0,04	0,11	1,02
3	-0,46	-0,34	-0,76	-0,15	0,89	0,94	1,00	-0,22	-0,89	-0,31	0,28	-0,28
4	0,18	0,03	-0,15	0,98	-0,07	-0,12	0,89	-0,58	-0,47	0,77	0,38	0,47
5	0,27	0,41	-0,15	-0,38	1,08	0,15	0,48	0,57	0,28	0,31	0,26	0,00
6	0,36	0,04	0,09	1,96*	1,08	0,53	2,18*	2,59*	2,11*	2,65*	0,56	1,37
7	0,79	0,71	1,10	-0,53	-0,22	-2,09*	0,46	0,24	-0,92	-0,02	1,17	0,27
8	0,19	-0,25	0,85	-0,64	2,23*	1,57	1,48	0,28	0,18	-0,23	1,22	1,44
9	-0,02	0,40	-0,27	0,33	0,84	0,76	-0,14	1,14	0,69	0,91	-0,61	0,14
10	-0,68	-0,79	1,01	-1,28	1,82*	2,15*	-0,62	0,55	0,85	-0,13	-0,67	-0,95

Portanto, os dados apontam que os índices setoriais analisados apresentam dependência linear.

**Tabela 2:** Testes adicionais realizados

Teste	UTIL	IEE	IBOV	ICON	IFNX	INDX	IMAT
Runs	-1,26	-1,37	0,72	-0,02	-0,69	-0,79	-0,08
Teste	ISE	IGC	IGCT	ITAG	IVBX2	IDIV	
Runs	-1,21	-0,59	-1,03	-1,70	-0,20	-1,62	

O teste de Taxa de Variância, Tabela 3, corrobora o resultado encontrado para o teste Runs indicando que a hipótese nula de que os retornos dos ativos são um ruído branco é fortemente rejeitada para o nível de significância de 5%. Dessa maneira, o resultado encontrado reforça a presença de dependência linear nos treze índices setoriais analisados.

A segunda coluna da Tabela 4 apresenta os valores encontrados para o Teste de Taxa de Variância Múltipla. Por sua vez, a terceira e quarta coluna, respectivamente, apresentam os valores encontrados para a estatística  $z$  e do teste do  $p$ -valor. Ao analisar os resultados, verifica-se que nenhuma das séries analisadas é um ruído branco, uma vez que o  $p$ -valor encontrado é próximo à zero para todas as séries. Assim, como salientado nos dois testes anteriores, os índices setoriais apresentam dependência linear.

A Tabela 5 apresenta o modelo selecionado pelo critério de informação de Schwarz (BIC). Conforme apresentado na metodologia, esse procedimento é necessário e tem por finalidade eliminar a dependência linear existente entre os retornos das séries estudadas. O BIC indicou que o modelo AR(1) elimina a relação em média existente entre os retornos da grande maioria das séries analisadas. Contudo, ICON, IFNX e ISE devem ser modelados com um AR(3). Além disso, UTIL e IGCT devem ser modelados através de um modelo ARMA(1,1).

Por sua vez, o teste de Ljung Box indica que todos os resíduos gerados pelos modelos estimados são estacionários. Esse resultado indica que os modelos AR( $p$ ) ou ARMA ( $p,q$ ) especificados conseguiram eliminar toda a dependência linear existente entre os retornos das séries financeiras. Portanto, os resíduos podem ser utilizados para testar a presença de não lineariedade nas séries.

Em posse da estimação do modelo ARMA ( $p, q$ ), com os valores de  $p$  e  $q$  apresentados na Tabela 5, realiza-se o teste ARCH, Tabela 6. Os valores encontrados para esse teste indicam que o retorno de todas as séries analisadas é influenciado pela presença de estruturas de dependência não lineares, uma vez que o  $p$ -valor é próximo à zero.

Com relação ao teste BDS, Tabela 7, verifica-se que os  $p$ -valores são próximos a zero para os retornos de todos os ativos considerados. Esse resultado novamente indica a presença de estruturas de dependência não lineares em todos os índices setoriais analisados.

A Tabela 8 apresenta os resultados encontrados para o teste H. Esse teste foi realizado para 70 janelas, com 30 observações cada. As janelas foram escolhidas com cuidado, de modo que nenhuma das intervenções do FED via QE ficasse nas 5 observações iniciais ou nas 5 observações finais da janela. Posteriormente, a segunda e a terceira coluna da Tabela 8, respectivamente, mostram o número e o percentual de janelas nas quais o teste H indicou a ocorrência

Tabela 3: Taxa de variância

	IBOV			IGCT		
Período	VR*	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0,4968	-11,54	0	0,511	-10,54	0
4	0,2432	-9,771	0	0,2496	-9,093	0
8	0,1186	-7,68	0	0,1205	-7,229	0
16	0,0576	-5,653	0	0,059	-5,343	0
	ICON			IMAT		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0,5048	-10,92	0	0,5236	-11,48	0
4	0,2436	-9,287	0	0,2628	-9,942	0
8	0,1185	-7,317	0	0,1237	-7,922	0
16	0,0587	-5,441	0	0,0605	-5,879	0
	IDIV			INDX		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0,4764	-10,9	0	0,5129	-10,41	0
4	0,2492	-8,898	0	0,2535	-8,87	0
8	0,1158	-7,134	0	0,1205	-7,027	0
16	0,0572	-5,286	0	0,059	-5,221	0
	IEE			ISE		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0,4951	-11,47	0	0,5143	-10,24	0
4	0,2574	-9,482	0	0,2494	-8,877	0
8	0,1193	-7,734	0	0,1226	-7,041	0
16	0,0606	-5,781	0	0,0603	-5,2	0
	IFNX			ITAG		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0,5347	-10,28	0	0,514	-10,37	0
4	0,2663	-9,321	0	0,2548	-8,939	0
8	0,1286	-7,599	0	0,1235	-7,153	0
16	0,0618	-5,627	0	0,06	-5,284	0
	IGC			IVBX2		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0,5114	-10,4	0	0,4863	-10,72	0
4	0,2506	-8,942	0	0,2477	-8,736	0
8	0,121	-7,129	0	0,1156	-6,889	0
16	0,0588	-5,271	0	0,0564	-5,063	0
	UTIL					
Período	VR	Estatística z	p-valor			
2	0,4933	-11,46	0			
4	0,2571	-9,471	0			
8	0,1211	-7,724	0			
16	0,0598	-5,839	0			

\* VR é a Taxa de Variância.

**Tabela 4:** Teste de Taxa de Variância Múltipla

	IBOV			IFNX		
Período	VR*	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2,00	0,50	-11,54	0,00	0,53	-10,28	0,00
4,00	0,24	-9,77	0,00	0,27	-9,32	0,00
8,00	0,12	-7,68	0,00	0,13	-7,60	0,00
16,00	0,06	-5,65	0,00	0,06	-5,63	0,00
	ICON			IGC		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2,00	0,50	-10,92	0,00	0,51	-10,40	0,00
4,00	0,24	-9,29	0,00	0,25	-8,94	0,00
8,00	0,12	-7,32	0,00	0,12	-7,13	0,00
16,00	0,06	-5,44	0,00	0,06	-5,27	0,00
	IDIV			IGCT		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2,00	0,48	-10,90	0,00	0,51	-10,54	0,00
4,00	0,25	-8,90	0,00	0,25	-9,09	0,00
8,00	0,12	-7,13	0,00	0,12	-7,23	0,00
16,00	0,06	-5,29	0,00	0,06	-5,34	0,00
	IEE			IMAT		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2,00	0,50	-11,47	0,00	0,52	-11,48	0,00
4,00	0,26	-9,48	0,00	0,26	-9,94	0,00
8,00	0,12	-7,73	0,00	0,12	-7,92	0,00
16,00	0,06	-5,78	0,00	0,06	-5,88	0,00
	ISE			INDX		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2,00	0,51	-10,24	0,00	0,51	-10,41	0,00
4,00	0,25	-8,88	0,00	0,25	-8,87	0,00
8,00	0,12	-7,04	0,00	0,12	-7,03	0,00
16,00	0,06	-5,20	0,00	0,06	-5,22	0,00

\* VR é a Taxa de Variância Múltipla.

**Tabela 5:** Modelo ARMA( $p,q$ ) selecionado

Indicador	$p$	$q$	BIC	Ljung Box
UTIL	1	1	2,849,268	0,60
IEE	1	0	2,848,679	0,91
IBOV	1	0	2,849,136	0,67
ICON	3	0	2,850,135	0,56
IFNX	3	0	2,847,501	0,94
INDX	1	0	2,851,748	0,62
IMAT	1	0	2,845,970	0,46
ISE	3	0	2,847,345	0,92
IGC	1	0	2,850,965	0,95
IGCT	1	1	2,845,173	0,52
ITAG	1	0	2,845,273	0,53
IVBX2	1	0	2,844,239	0,36
IDIV	1	0	2,847,763	0,51

**Tabela 6:** Testes ARCH-LM

Teste	UTIL	IEE	IBOV	ICON	IFNX	INDX	IMAT
ARCH-LM	76,13	61,08	74,51	63,25	84,55	88,44	44,83
Teste	ISE	IGC	IGCT	ITAG	IVBX2	IDIV	
ARCH-LM	142,44	89,90	106,16	99,58	87,92	48,11	

de não linearidades. Os índices IMAT, IGCT e o IVBX2 são os ativos para os quais menos se observa a ocorrência de não linearidades, apenas em 3 janelas cada. Por outro lado, o IEE, o IFNX, o INDX e o ISE são os índices que mais foram influenciados pela ocorrência de eventos não lineares, 6 vezes cada.

A quarta coluna da Tabela 8 identifica as janelas em que o FED atua no mercado via QE e o teste H indica a ocorrência de não linearidade. De acordo com o teste H, o UTIL é o índice mais influenciado pelo QE, sendo encontrada formação de estruturas de dependência não lineares nas duas intervenções do FED via QE1 e na primeira intervenção via QE3. Por sua vez, o IEE é o segundo indicador financeiro mais influenciado pelas intervenções não convencionais realizadas pelo FED, as duas intervenções do FED via QE1 levam à formação de estruturas de dependência não lineares nesse índice. Em suma, pode-se afirmar que o teste H realizado neste estudo encontra resultado semelhante aos encontrados por Hara (2014), Lellis Junior (2015) e Almeida et al. (2018), isto é, os indicadores analisados são afetados pela primeira etapa do QE1, mas não são afetados pelas demais intervenções. A principal explicação para esse acontecimento é que o primeiro anúncio do QE realizado pelo FED em 25 de agosto de 2008 gerou incerteza no mercado financeiro. Como essa política nunca tinha sido realizada os agentes tinham muitas dúvidas em relação ao modo como o FED iria operacionalizar e também em relação aos efeitos que ela exerceria sobre o mercado. Uma vez que os agentes se adaptaram à nova realidade, as demais intervenções não causaram surpresa e consequentemente não impactaram os ativos.

## 5 Considerações Finais

O Banco Central dos Estados Unidos (FED) utilizou a compra de ativos financeiros como alternativa à política monetária tradicional (aumento/redução dos juros) na tentativa de aumentar a liquidez da economia e, por meio do aumento da oferta de moeda, estimular o crescimento econômico e acabar com o quadro recessivo no qual a economia americana se encontrava. Dessa maneira, a compra de ativos financeiros públicos e privado alterou os juros e a maturidade desses títulos. Por sua vez, os demais agentes na tentativa de manter a sua rentabilidade, realocam as suas carteiras através da adição de ativos que possuem maior risco e maior maturidade.

A hipótese defendida neste estudo foi que o QE resultou em redirecionamento dos investidores americanos, que passaram a aplicar parte de seus recursos em ativos oferecidos pelo Brasil. A baixa expectativa de crescimento da economia americana e o medo de inflação, provocado pela política monetária expansionista, estimularam os investidores a realocarem seus portfólios. Os ativos com maior risco/retorno oferecidos pelo Brasil se tornaram atrativos.

Os resultados encontrados corroboraram parcialmente a hipótese levan-

Tabela 7: Teste BDS

	IBOV			IFNX		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0,01	7,75	0,00	0,02	9,30	0,00
3	0,03	10,66	0,00	0,04	11,92	0,00
4	0,04	12,30	0,00	0,05	13,80	0,00
5	0,05	13,69	0,00	0,06	15,40	0,00
6	0,05	15,33	0,00	0,06	16,90	0,00
	ICON			IGC		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0,02	8,81	0,00	0,02	9,47	0,00
3	0,04	12,16	0,00	0,04	12,36	0,00
4	0,05	14,14	0,00	0,06	14,72	0,00
5	0,06	15,82	0,00	0,07	16,64	0,00
6	0,06	17,44	0,00	0,07	18,77	0,00
	IDIV			IGCT		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0,02	8,44	0,00	0,02	8,92	0,00
3	0,04	12,33	0,00	0,04	11,79	0,00
4	0,05	14,63	0,00	0,05	14,09	0,00
5	0,06	16,73	0,00	0,06	15,98	0,00
6	0,07	18,94	0,00	0,07	17,99	0,00
	IEE			IMAT		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0,02	11,74	0,00	0,02	8,16	0,00
3	0,04	14,85	0,00	0,03	10,59	0,00
4	0,06	16,12	0,00	0,04	12,29	0,00
5	0,06	17,39	0,00	0,05	13,37	0,00
6	0,07	18,99	0,00	0,05	14,79	0,00
	ISE			INDX		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0,02	10,07	0,00	0,02	10,11	0,00
3	0,04	13,03	0,00	0,04	13,17	0,00
4	0,06	15,38	0,00	0,06	15,72	0,00
5	0,07	17,35	0,00	0,07	17,63	0,00
6	0,07	19,44	0,00	0,07	19,65	0,00
	ITAG			IVBX2		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0,02	10,03	0,00	0,02	10,90	0,00
3	0,04	12,75	0,00	0,04	13,96	0,00
4	0,06	14,91	0,00	0,06	16,40	0,00
5	0,06	16,66	0,00	0,07	18,33	0,00
6	0,07	18,48	0,00	0,07	20,27	0,00
	UTIL					
Período	BDS	z-Statistic	p-valor			
2	0,02	11,43	0,00			
3	0,04	14,48	0,00			
4	0,06	15,91	0,00			
5	0,06	17,56	0,00			
6	0,07	19,45	0,00			

**Tabela 8:** Teste H: resultados encontrados

Ativo	Janelas	Janelas (%)	Quantitative Easing, janelas significativas
UTIL	5	7%	25/08/2008, 18/03/2009 e 12/09/2012
IEE	6	9%	25/08/2008 e 12/09/2012
IBOV	4	6%	25/08/2008
ICON	5	7%	25/08/2008
IFNX	6	9%	25/08/2008
INDX	6	9%	25/08/2008
IMAT	3	4%	25/08/2008
ISE	6	9%	25/08/2008
IGC	4	6%	25/08/2008
IGCT	3	4%	25/08/2008
ITAG	5	7%	25/08/2008
IVBX2	3	4%	25/08/2008
IDIV	5	7%	25/08/2008

tada. Os testes Runs, Taxa de Variância e Taxa de Variância Múltipla indicaram a presença de estruturas de dependência lineares nas séries de retornos analisadas. Por sua vez, o teste ARCH-LM e o teste BDS apontaram para a presença de estruturas de dependência não lineares. Ademais, o estudo de eventos indicou que o QE influenciou no retorno de alguns dos indicadores setoriais analisados. Todavia, o teste H mostrou que apenas a primeira fase do QE1 resultou na formação generalizada de estruturas de dependência não lineares nos diversos indicadores de mercado considerados. As únicas exceções encontradas foram no IEE, que foi influenciado pela segunda etapa do QE1, e o UTIL, que foi influenciado pela segunda etapa do QE1 e pela primeira etapa do QE3.

Duas possíveis explicações são levantadas para os resultados encontrados, a saber: 1) O anúncio do QE1 surpreendeu os investidores americanos. A incerteza sobre a forma como o FED conduziria essas intervenções e os seus efeitos levaram os investidores a realocar os seus recursos para o mercado financeiro brasileiro. Contudo, a experiência obtida com a primeira intervenção do FED fez com que os agentes não reagissem de forma tão brusca nas demais intervenções realizadas. Estes se adaptaram após o primeiro anúncio do QE, sua incerteza se reduziu e preferiram manter ativos americanos em suas carteiras em detrimento dos ativos brasileiros.

2) A primeira intervenção do FED via QE aumentou a expectativa de inflação entre os investidores, o que os estimulou a aplicarem nos ativos brasileiros. A primeira intervenção do FED não foi suficiente para estimular a economia americana e não resultou em elevação da inflação. Consequentemente, o medo de instabilidade econômica elevada se dissipou e as demais intervenções não surpreenderam os investidores.

## Referências Bibliográficas

Almeida, H. J. F., Giovanini, A., Oliveira Saath, K. C. & Biage, M. (2018), 'A política de quantitative easing adotada pelo Fed altera a volatilidade dos ativos no Brasil?', *Análise Econômica* 36(69).

Bauer, M. D. & Rudebusch, G. D. (2014), 'Monetary policy expectations at the zero lower bound', *Available at SSRN 2334540* .

Bernanke, B. (2012), Monetary policy since the onset of the crisis, in 'Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming', Vol. 31.

Bernanke, B. S. (2010), The economic outlook and monetary policy, in 'Speech at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming', Vol. 27.

Bordo, M. D. (2014), 'Exiting from low interest rates to normality: an historical perspective', *HOOVER INSTITUTION, Economics Working Papers* .

Breedon, F., Chadha, J. S. & Waters, A. (2012), 'The financial market impact of UK quantitative easing', *Oxford Review of Economic Policy* 28(4), 702–728.

Brooks, C., Garrett, I. & Hinich, M. J. (1999), 'An alternative approach to investigating lead-lag relationships between stock and stock index futures markets', *Applied Financial Economics* 9(6), 605–613.

URL: <https://doi.org/10.1080/096031099332050>

Brown, S. J. & Warner, J. B. (1980), 'Measuring security price performance', *Journal of financial economics* 8(3), 205–258.

Carvalho, R., Ranasinghe, D. & Wilkes, T. (2019), 'The life and times of ECB quantitative easing, 2015-18', [urlhttps://www.reuters.com/article/us-eurozone-ecb-qe/the-life-and-times-of-ecb-quantitative-easing-2015-18-idUSKBN1OB1SM](https://www.reuters.com/article/us-eurozone-ecb-qe/the-life-and-times-of-ecb-quantitative-easing-2015-18-idUSKBN1OB1SM).

Chow, K. V. & Denning, K. C. (1993), 'A simple multiple variance ratio test', *Journal of Econometrics* 58(3), 385–401.

Claeys, G. & Leandro, A. (2016), The European Central Bank's quantitative easing programme: limits and risks, Technical report, Bruegel Policy Contribution.

Cruz, P. H. S. (2017), 'O Quantitative Easing como resposta do Fed a crise financeira de 2008'.

D'Amico, S. & King, T. (2010), 'Flow and stock effects of large-scale treasury purchases', *Finance and Economics Discussion Series No. (52)*.

Engle, R. F. (1982), 'Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 987–1007.

Fama, E. F. (1970), 'Efficient capital markets: A review of theory and empirical work\*', *The journal of Finance* 25(2), 383–417.

Freire, G. (2017), The effects of the ECB's unconventional monetary policies on stock markets, PhD thesis.

Fujiki, H., Okina, K. & Shiratsuka, S. (2001), 'Monetary policy under zero interest rate: viewpoints of central bank economists', *Monetary and Economic Studies* 19(1), 89–130.

Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J. & Sack, B. (2011), 'The financial market effects of the Federal Reserve's large-scale asset purchases', *International Journal of Central Banking* 7(1), 3–43.

Grassberger, P. & Procaccia, I. (1983), 'Characterization of strange attractors', *Physical review letters* 50(5), 346.

Hamilton, J. D. & Wu, J. C. (2012), 'The effectiveness of alternative monetary policy tools in a zero lower bound environment', *Journal of Money, Credit and Banking* 44(s1), 3–46.

Hara, K. (2014), 'Impacto das políticas monetária não convencional dos EUA nas variáveis financeiras do Brasil pós crise de 2008'.

Hausman, J. & Wongswan, J. (2011), 'Global asset prices and FOMC announcements', *Journal of International Money and Finance* 30(3), 547–571.

Homburg, S. (2017), 'A study in monetary macroeconomics'.

Joyce, M., Tong, M. & Woods, R. (2011), 'The united kingdom's quantitative easing policy: design, operation and impact', *Bank of England Quarterly Bulletin* .

Junior, K. M. & Galvão, A. C. (2019), 'O impacto do fim da política monetária americana não convencional sobre a economia brasileira', *Perspectiva Econômica* 14(2), 92–107.

Krishnamurthy, A. & Vissing-Jorgensen, A. (2011), The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Lavigne, R., Sarker, S. & Vasishtha, G. (2014), 'Spillover effects of quantitative easing on emerging-market economies', *Bank of Canada Review* 2014(Autumn), 23–33.

Lellis Junior, L. C. (2015), 'O impacto da quantitative easing americano no preço dos ativos brasileiros', *Dissertação de Mestrado - Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia. Rio de Janeiro, RJ.* .

Lim, K.-P., Brooks, R. D. & Hinich, M. (2006), 'Testing the assertion that emerging asian stock markets are becoming more efficient', *Available at SSRN* 906515 .

Lim, K.-P., Hinich, M. J. & Liew, V. K.-S. (2003), 'Episodic non-linearity and non-stationarity in ASEAN exchange rates returns series', *Labuan Bulletin of International Business and Finance* 1(2), 79–93.

Lo, A. W. & MacKinlay, A. C. (1988), 'Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test', *Review of financial studies* 1(1), 41–66.

Meaning, J. & Zhu, F. (2011), 'The impact of recent central bank asset purchase programmes', *BIS Quarterly Review, December* .

Meier, A. (2009), *Panacea, curse, or nonevent? Unconventional monetary policy in the United Kingdom*, International Monetary Fund.

Meneses, J. C. F. (2016), Será que a política de quantitative easing representa uma oportunidade para o investidor?, PhD thesis.

Neely, C. (2019), 'The asset holdings of the Bank of Japan', url: <https://research.stlouisfed.org/publications/economic-synopses/2019/07/15/the-asset-holdings-of-the-bank-of-japan>.

Neely, C. J. (2010), *The large scale asset purchases had large international effects*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Research Division.

Neely, C. J., Weller, P. A. & Ulrich, J. M. (2009), 'The adaptive markets hypothesis: evidence from the foreign exchange market', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44(02), 467–488.

Pattipeilohy, C., Van Den End, J. W., Tabbae, M., Frost, J. & De Haan, J. (2013), 'Unconventional monetary policy of the ECB during the financial crisis: an assessment and new evidence'.

Pretorius, R. (2018), The Bank of Japan's intervention in exchange-traded funds as an effective monetary policy tool, PhD thesis, University of Cape Town.

Saadi, S., Gandhi, D. & Elmawazini, K. (2006), 'On the validity of conventional statistical tests given evidence of non-synchronous trading and non-linear dynamics in returns generating process', *Applied Economics Letters* 13(5), 301–305.



## EFEITO DA CORRUPÇÃO SOBRE A EFICIÊNCIA INSTITUCIONAL DOS PAÍSES

LOREDANY CONSULE CRESPO RODRIGUES \*  
ADRIANO PROVEZANO GOMES †  
EVANDRO CAMARGOS TEIXEIRA ‡

### Resumo

O objetivo desse estudo é analisar o efeito da corrupção sobre a eficiência das instituições. Para tal, inicialmente, calculou-se o índice de eficiência institucional por meio da análise envoltória de dados. Por meio das referidas medidas, verificou-se que os países institucionalmente eficientes são os menos corruptos e a corrupção impacta negativamente a eficiência das instituições. Sendo assim, considerando a relevância das instituições para o crescimento e desenvolvimento dos países, ressalta-se a importância da formulação de políticas públicas que combatam a corrupção, pois, dessa forma, as instituições se tornarão mais eficientes e os países economicamente mais prósperos.

**Palavras-chave:** corrupção, eficiência institucional, análise envoltória de dados, dois estágios.

### Abstract

The purpose of this study is to analyze the effect of corruption on the efficiency of institutions. First the institutional efficiency index was calculated by data envelopment analysis. Through these measures, it was found that institutionally efficient countries are the least corrupt and corruption negatively impacts the efficiency of institutions. Therefore, considering the relevance of institutions for the growth and development of countries, the importance of formulating public policies that fight corruption is emphasized, because in this way, institutions will become more efficient and the countries economically more prosperous.

**Keywords:** corruption perception index, institutional efficiency, data envelopment analysis, two stages.

**JEL classification:** D02, D73.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea167508>

---

\* Doutoranda em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV). e-mail: [loredanyufTeixeirav@hotmail.com](mailto:loredanyufTeixeirav@hotmail.com)

† Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (DEE-UFV). e-mail: [apgomes@ufv.br](mailto:apgomes@ufv.br)

‡ Professor Associado I do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (DEE-UFV). e-mail: [evandro.teixeira@ufv.br](mailto:evandro.teixeira@ufv.br)

## 1 Introdução

O aumento significativo da corrupção em boa parte do mundo e seus diversos impactos causados à sociedade têm chamado a atenção dos cidadãos e se tornado um tema relevante entre os pesquisadores. Segundo a Transparência Internacional (2017), embora existam diversas formas de corrupção, ela sempre envolve o abuso do poder confiado para ganhos privados<sup>1</sup>. Isto é, a corrupção está associada a atos de políticos e servidores públicos que se beneficiam às custas do bem público.

Ainda de acordo com Transparência Internacional (2017), órgão que calcula o Índice de Percepção da Corrupção<sup>2</sup> (IPC), a maioria dos países apresenta pouco ou nenhum progresso em relação à eliminação total da corrupção. Em 2017, mais de dois terços dos países avaliados apresentaram IPC inferior a 50 (média de 43), e esse desempenho não é muito diferente nos anos anteriores. É importante ressaltar que esse índice considera a percepção de especialistas e executivos em relação à corrupção no setor público de determinado país. Nesse sentido, Ortiz-Ospina & Roser (2016) demonstram que percepção e comportamento estão correlacionados<sup>3</sup>.

Dessa forma, as informações apresentadas são preocupantes, tendo em vista que além de inúmeros prejuízos sociais, a corrupção, segundo Romer (1994), dificulta a entrada de novas empresas no mercado, inovação tecnológica e introdução de novos produtos, além de aumentar a incerteza e piorar a qualidade dos serviços públicos prestados.

Além disso, de acordo com Mauro (1995), a corrupção desestimula os investimentos, pois a exigência de subornos e propinas para aquisição da permissão necessária para implementação de projetos pode reduzir a margem de lucro dos empresários. Cabe ainda salientar que a corrupção pode afetar o crescimento econômico ao influenciar a escolha de projetos pelos governantes, privilegiando aqueles de interesse particular em detrimento aos de interesse da sociedade.

Nesse ínterim, para Tanzi & Davoodi (1997), a corrupção impacta negativamente a eficiência institucional, haja vista que ela aumenta o investimento público, mas concomitantemente reduz sua produtividade. Assim, o combate à corrupção é fundamental para que as instituições atuem de forma cada vez mais eficiente, criando condições necessárias para o crescimento sustentado.

---

<sup>1</sup>Embora neste trabalho tenha sido adotada a definição da Transparência Internacional, há outras definições de corrupção, não sendo restrita ao setor público. Nesse sentido, a corrupção ainda pode ser definida como quebra de regras, normas ou padrões estabelecidos (Tanzi 1998). Adicionalmente, de acordo com o Código Penal brasileiro, a corrupção pode ser ativa em que são oferecidas ou prometidas vantagens indevidas ao funcionário público, para determiná-lo a praticar, omitir ou retardar ato de ofício (art. 333); ou passiva, que equivale a solicitar ou receber, para si ou para outrem, direta ou indiretamente, ainda que fora da função ou antes de assumi-la, mas em razão dela, vantagem indevida, ou aceitar promessa de tal vantagem (art. 317).

<sup>2</sup>Índice calculado anualmente que mede os níveis percebidos de corrupção no setor público em todo o mundo. O IPC varia de 0 a 100 e quanto maior seu valor, menor é a percepção de corrupção no país. Para obter esse índice, a Transparência Internacional reúne dados de diversas fontes que fornecem percepções de empresários e especialistas sobre o nível de corrupção no setor público (Transparência Internacional 2016).

<sup>3</sup>No Anexo A, encontra-se a figura elaborada por Ortiz-Ospina & Roser (2016) por meio do qual é possível visualizar a relação entre percepção da corrupção, medida pelo IPC, e comportamento corrupto, mensurado pelo percentual de pessoas que participaram da pesquisa e que relataram ter pago suborno para acessar serviços públicos no último ano.

Diante disso, questiona-se a respeito de um possível impacto da corrupção na eficiência das instituições. De acordo com De Vaal & Ebben (2011), a corrupção faz parte do ambiente institucional, exercendo um efeito crucial sobre a estrutura institucional dos países. Assim, considerando a importância das instituições para o crescimento econômico e a presença da corrupção no ambiente institucional, o presente estudo tem como objetivo analisar o efeito causado pela corrupção na eficiência das instituições. Para tal, são analisados 129 países, cuja relação encontra-se no Apêndice. Inicialmente, é calculado o índice de eficiência institucional para cada um desses países, utilizando-se a análise envoltória de dados (DEA). Posteriormente, por meio de análises econométricas, verifica-se o efeito da corrupção sobre a eficiência das instituições.

O presente estudo contribui com a literatura especializada, pois embora de maneira geral admita-se que a corrupção afeta negativamente a eficiência, poucos trabalhos buscam mensurar tal impacto. Ressalta-se que além deste trabalho ser inovador ao considerar o efeito da corrupção sobre a eficiência das instituições, a pesquisa cria um índice de eficiência institucional que pode ser utilizado pelos tomadores de decisão e formuladores de políticas como medida de avaliação institucional.

Adicionalmente, os resultados obtidos podem auxiliar a formulação de políticas de combate à corrupção, direcionando e aprimorando estratégias de fiscalização de órgãos públicos, promovendo, por exemplo, instituições mais eficientes.

O trabalho está organizado em seis seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta alguns estudos relacionados aos efeitos da corrupção sobre o desempenho econômico com posterior apresentação do referencial teórico que embasa o estudo e a metodologia utilizada. A quinta seção é composta pelos resultados e discussão e, por último, na sexta seção, são apresentadas as considerações finais do trabalho.

## **2 Evidências Empíricas dos Efeitos da Corrupção Sobre o Desempenho Econômico**

Como já mencionado, a corrupção tem se tornado um problema enfrentado por inúmeros países, causando prejuízos nos mais diversos aspectos. Diante disso, estudos que busquem avaliar os efeitos causados pela corrupção são de suma importância em uma sociedade onde os atos corruptos estão cada vez mais presentes.

Lambsdorff (2003) verificou o impacto da corrupção sobre a produtividade de sessenta e nove países de diversos continentes. Para determinar a produtividade, o autor utilizou a razão entre Produto Interno Bruto (PIB) e estoque de capital, e concluiu que a redução da corrupção pode elevar significativamente a produtividade de determinado país, aumentando seu PIB. Ao decompor a corrupção em subcomponentes, o autor identificou que a qualidade burocrática, a liberdade civil e a estabilidade do governo possuem relação positiva e significativa com a produtividade, sendo a primeira de maior relevância.

O estudo realizado por Salinas Jiménez & Salinas Jiménez (2006) analisou o efeito da corrupção nos níveis de produtividade e na taxa de crescimento de vinte e dois países da OCDE entre 1980 e 2000. Utilizando a abordagem de fronteira de produção e diferentes indicadores de corrupção, os autores

concluíram que esta tem efeito negativo nos níveis de eficiência dos países analisados e as taxas de crescimento são maiores em países menos corruptos.

Aidt et al. (2008) identificaram como a corrupção afeta o crescimento econômico, considerando diferentes regimes de governança. Ao identificar dois regimes determinados pela qualidade das instituições políticas de duas amostras de países, uma contendo 67 e outra 71 países de cinco continentes, concluíram que a relação entre corrupção e crescimento econômico não é linear. Enquanto nos regimes cujas instituições políticas são de alta qualidade a corrupção tem impacto negativo sobre o crescimento, nos regimes com instituições políticas de baixa qualidade, a corrupção não afeta o crescimento.

De Vaal & Ebben (2011) desenvolveram um modelo que demonstra a importância das instituições para determinar a relação entre corrupção e crescimento econômico. Por meio de um modelo de dois níveis, os autores enfatizaram o poder decisivo das instituições nessa relação, revelando a possibilidade de a corrupção favorecer o crescimento econômico na presença de instituições não desenvolvidas.

Na literatura nacional, os estudos realizados avaliam o efeito da corrupção sobre o crescimento e desenvolvimento econômicos sem considerar o impacto causado na eficiência das instituições.

Nesse sentido, Hayashi (2012) utilizou dois indicadores mundiais, o Índice de Percepção de Corrupção (IPC) e o Índice de Controle da Corrupção (ICC), para verificar o impacto da corrupção sobre o desenvolvimento econômico. Os resultados revelam que a relação entre as variáveis é negativa e o prejuízo é causado sobre todos os aspectos do desenvolvimento: econômico, social, político e cultural. Adicionalmente, o autor concluiu que a corrupção tem efeito sobre os direitos humanos, comprometendo a consolidação da democracia.

Por meio de uma pesquisa bibliográfica, Gottschild (2016) buscou delinear as vertentes predominantes nos estudos realizados que analisam os efeitos da corrupção sobre o processo de desenvolvimento econômico, identificando os mecanismos de interação entre essas variáveis. O autor concluiu que, embora ainda não haja consenso, a maior parte dos estudos encontra relação negativa entre corrupção e desenvolvimento. Os resultados ainda revelam que a corrupção está correlacionada à desigualdade de renda, à promoção de firmas ineficientes e à redução do gasto social, do crescimento econômico, da eficiência dos contratos e dos investimentos particulares e externos.

Diante do exposto, nota-se que as consequências da corrupção são amplas, e grande parte delas está relacionada com variáveis institucionais. Sendo assim, pode-se dizer que uma das formas pelas quais a corrupção prejudica o desempenho econômico é por meio de seu impacto nas instituições.

### **3 Corrupção no Ambiente Institucional: A Teoria do Principal-Agente**

A corrupção tem trazido os mais diversos efeitos sobre a sociedade, sendo um destes o que afeta as instituições. Conforme North (2006), as instituições são as regras sociais criadas pelos indivíduos para que possam interagir e viver em sociedade. Porém, não basta que tais regras sejam bem definidas se não forem corretamente aplicadas. Sendo assim, é de suma importância a existência de instituições que garantam a aplicação dessas regras, isto é, instituições eficientes.

Além das regras que regem a sociedade, é importante enfatizar que os serviços públicos são ofertados para os cidadãos por meio das instituições, que são compostas por funcionários cujo dever é atender aos interesses públicos. Nesse sentido, segundo Acemoglu & Robinson (2012), a provisão de serviços públicos, proporcionando condições igualitárias para os indivíduos, é uma das funções do Estado.

De acordo com Aidt (2003), a partir do momento que o governo delega atividades como a implementação de políticas específicas e o controle e execução de regulações aos burocratas, estes passam a ter um poder que pode ser utilizado para atividades corruptas. Desse modo, para que as instituições sejam eficientes, é necessário que os burocratas atuem de forma honesta.

É importante ressaltar que, conforme Araújo & Sanchez (2005), os burocratas possuem o poder administrativo, necessário para realização de seu trabalho, caracterizado por ser vinculado às leis e discricionário. Eles possuem também o poder burocrático, resultante da competência técnica, do conhecimento específico e da posse de informações que o principal não possui. Nesse sentido, os autores definem que o poder administrativo é extrínseco aos burocratas; já o poder burocrático é intrínseco.

Assim, principalmente por meio do poder intrínseco, os burocratas podem se corromper em busca de seus próprios interesses. Nesse caso, os serviços prestados pelas instituições serão prejudicados, a produtividade será reduzida e as instituições deixarão de ser eficientes. Vale ressaltar que se trata de um processo com elevada complexidade, haja vista a rede de relacionamentos existente no ambiente institucional e os inúmeros fatores que influenciam essa relação (assimetria de informação, *moral hazard*, seleção adversa, conflito de interesses, monitoramento, custos e incentivos). Logo, o comportamento do agente, resultante dessa relação dinâmica e complexa, afeta a eficiência das instituições.

Segundo Svensson (2005), diversos estudos indicam que a corrupção dos agentes responsáveis pela aplicação das regras e leis é a maior causa da ineficiência institucional. Conforme Bueno (2009), a corrupção implica atuação com baixo nível de eficiência das instituições, favorecendo interesses particulares em detrimento dos interesses sociais.

Nesse sentido, pode-se dizer que a corrupção afeta a eficiência institucional por meio dos atos corruptos praticados por seus representantes (os burocratas). De acordo com Bueno (2009), a corrupção reduz a eficiência econômica e o bem-estar dos cidadãos ao reduzir a capacidade governamental em corrigir falhas de mercado por meio de regulamentações e controle; ao induzir a alocação de recursos para atividades não produtivas (*rent-seeking*); ao reduzir a renda potencial dos mais pobres, elevando o grau de pobreza acima dos níveis que poderia estar; e ao reduzir a legitimidade da economia de mercado e da própria democracia.

Cabe ainda enfatizar que a corrupção passa a fazer parte das instituições a partir do momento em que seus funcionários priorizam interesses particulares em detrimento do interesse público. Ou seja, diante da racionalidade limitada resultante da assimetria de informações presente no ambiente institucional, surge o comportamento oportunista em que os agentes utilizam as informações que possuem para atender seus próprios interesses (Araújo & Sanchez 2005). Assim, o problema da corrupção em instituições públicas

pode ser modelado como o problema do “Principal-Agente”<sup>4</sup> (Bueno 2009).

De acordo com Araújo & Sanchez (2005), essa teoria é uma ferramenta relevante para compreender as relações contratuais delegativas, em que incentivos e controles são essenciais, caso característico das burocracias públicas. São considerados dois atores, o principal e o agente, sendo que o primeiro é representado pelo indivíduo que, para alcançar seus objetivos, delega algumas responsabilidades a outro, o agente. Dessa forma, a partir do momento em que o governo, representante do povo, “cria” instituições para atender às demandas da sociedade, ele se torna o principal e os burocratas (funcionários das instituições), o agente.

Conforme Carraro & Hillbrecht (2003), o problema surge porque o agente possui informações que são desconhecidas ou inobservadas pelo principal, podendo agir para atender seus próprios interesses. Nesse caso, os objetivos do governo, isto é, os interesses da sociedade, não serão atendidos. Logo, é fundamental que os agentes sejam pessoas íntegras para que o serviço prestado seja de qualidade.

Em outras palavras, uma das premissas da teoria do “Principal-Agente” é que as informações são assimétricas e, se os detentores dessas informações (agente) se corromperem, essa relação se torna ineficiente. Ou seja, a corrupção interfere na eficiência institucional, impedindo que o objetivo do governo de maximizar o bem-estar social seja alcançado.

Segundo Schillemans (2013), a partir do momento em que os agentes buscam maximizar sua utilidade, priorizando os próprios interesses em detrimento do interesse público, eles se corrompem, prejudicando as instituições. Para Carraro & Hillbrecht (2003), o comportamento do agente é fundamental para a eficiência e o decoro na administração pública.

Nesse sentido, tornam-se de suma importância estratégias para evitar o referido comportamento no ambiente institucional. O objetivo é convergir ao máximo os interesses do agente e do principal. Dada a propensão ao oportunismo do agente, há dois problemas que devem ser considerados nessa relação: seleção adversa (*adverse selection*) e risco moral (*moral hazard*) (Araújo & Sanchez 2005). O primeiro refere-se às características do agente que não são conhecidas pelo principal e só podem ser observadas por meio de sinalizações emitidas pelo próprio. O segundo corresponde à não observância das atitudes do agente após o contrato ser firmado entre as partes.

Mais uma vez, destaca-se o comportamento do agente como determinante da corrupção no ambiente institucional. Importante ressaltar que a relação principal-agente é ampla. Em outras palavras, trata-se de uma rede de relações hierárquicas em que um mesmo funcionário pode exercer o papel de agente e principal em relações distintas. Nesse sentido, Araújo & Sanchez (2005) destacam algumas características que determinam o sucesso dessa relação, conforme segue: na elaboração do contrato, devem ser previstas as inúmeras possibilidades de comportamento do agente; devem ser delineados incentivos que visem a convergência entre os interesses do agente e do principal; e um sistema de seleção e de monitoramento e controle confiável deve ser estabelecido quando não for possível a observância contínua do agente pelo titular e no caso desse não saber julgar aquele. Como as instituições são responsáveis

---

<sup>4</sup>Para Melo (1996), as transações sociais no contexto de relações hierárquicas, em organizações e burocracias, nas relações de mercado e no quadro de instituições políticas podem ser modeladas pela teoria do Principal-Agente.

por essas relações, os autores denotam a importância de arranjos institucionais que limitem e restrinjam o comportamento oportunista dos agentes.

Cabe ainda destacar que as instituições têm papel determinante no crescimento e desenvolvimento de um país, sendo de suma importância que sejam de qualidade. De acordo com Acemoglu & Robinson (2012), as instituições promovem o desenvolvimento de uma nação à medida que criam incentivos e influenciam o comportamento dos cidadãos. Nesse contexto, considerando os diversos efeitos que a corrupção tem trazido à sociedade, o presente estudo, como já salientado, objetiva mensurar o efeito da corrupção na eficiência das instituições.

## 4 Metodologia

Nesta seção, são apresentados os procedimentos metodológicos utilizados para alcançar os objetivos propostos. Inicialmente, para estimar as medidas de eficiência institucional dos países, é utilizado um método não paramétrico: a análise envoltória de dados (DEA). Posteriormente, para verificar o efeito da corrupção sobre as medidas de eficiência, optou-se pela utilização do procedimento de *bootstrap* proposto por Simar & Wilson (2007), que permite a obtenção de estimativas robustas nos casos de análises de determinantes de escores de eficiência. Ambos os métodos, assim como o procedimento proposto e a fonte de dados utilizada nesta pesquisa, são apresentados nas subseções a seguir.

### 4.1 Análise envoltória de dados

A análise envoltória consiste em uma abordagem não paramétrica que analisa a eficiência relativa de unidades produtivas, denominadas DMUs (*decision making units*), capazes de transformar múltiplos insumos em múltiplos produtos Cooper et al. (2007). Há dois modelos possíveis a serem utilizados nessa abordagem: o modelo elaborado por Charnes et al. (1978), que considera retornos constantes à escala (CCR); e o modelo elaborado por Banker et al. (1984), que considera retornos variáveis à escala (BCC).

Por meio do referido método, é criada uma fronteira eficiente composta pelos países institucionalmente eficientes. É importante ressaltar que a medida de eficiência leva em consideração a relação entre insumos e produtos, ou seja, uma unidade é considerada eficiente caso produza relativamente mais, mantendo fixa a quantidade de insumos (orientação produto); ou utilize menos insumos para dada quantidade de produto (orientação insumo).

Nesse contexto, são construídas duas matrizes com coeficientes não negativos e com pelo menos um coeficiente positivo em cada linha e cada coluna: uma matriz  $X$  de insumos ( $k \times n$ ) e uma matriz  $Y$  de produtos ( $m \times n$ ), em que  $k$  representa os insumos,  $m$  os produtos e  $n$  as DMUs. Nesta pesquisa, assume-se que a qualidade institucional dos países pode ser impactada pela forma de condução do governo. Nesse sentido, dado que cada país possui um único governo, utiliza-se o modelo de insumo unitário, em que o vetor correspondente aos pesos dos insumos é ajustado igual a 1 para todos os países ( $\forall x_i = 1$ ). Sendo assim, obtém-se a eficiência institucional (EI) de cada país conforme segue:

$$EI_i = \frac{u\hat{y}_i}{v\hat{x}_i} = \frac{u_1VR_{1i} + u_2EP_{2i} + u_3EG_{3i} + u_4QR_{4i} + u_5RL_{5i} + u_6CC_{6i}}{1} \quad (1)$$

Em que  $u$  representa o vetor de pesos nos produtos,  $VR$  refere-se à voz e responsabilidade do país, que denota a participação dos cidadãos na escolha do governo, assim como liberdades de expressão e associação e mídia livre do país;  $EP$  refere-se à estabilidade política, que captura a probabilidade de instabilidade política e violência politicamente motivada, inclusive atos terroristas;  $EG$  refere-se à eficácia do governo, capturando a percepção em relação à qualidade dos serviços públicos e à credibilidade do governo em relação ao compromisso com as políticas formuladas e implementadas;  $QR$  refere-se à qualidade regulatória, relacionada com a capacidade governamental em formular e implementar políticas e regulamentos sólidos, beneficiando o desenvolvimento do setor privado;  $RL$  refere-se às regras da lei que denota a confiança e respeito dos agentes em relação às regras da sociedade, assim como a qualidade dos direitos de propriedade e da execução dos contratos; e  $CC$  refere-se ao controle da corrupção, que identifica até que ponto o poder público é exercido para ganhos “privados”. Essas variáveis foram selecionadas de acordo com estudo realizado por Votápková & Zác (2013) e referem-se aos indicadores mundiais de governança, que são disponibilizados pelo Banco Mundial para mais de 200 países e territórios desde 1996 (Worldwide Governance Indicators - WGI 2017).

Cabe ainda ressaltar que a ponderação das variáveis é uma das dificuldades encontradas quando objetiva-se mensurar a eficiência de unidades produtivas com múltiplos insumos e produtos. Nesse sentido, a análise envoltória de dados permite a solução dessa dificuldade por meio de um programa matemático em que um conjunto de pesos é selecionado para cada unidade, de tal forma que sua eficiência relativa seja maximizada.

Nesta pesquisa, como já mencionado, utiliza-se o modelo com orientação produto, dado que o país institucionalmente eficiente é aquele que maximiza, simultaneamente, os indicadores mundiais de governança e assume-se retornos constantes à escala. Sendo assim, conforme Coelli et al. (1998), as medidas de eficiência são obtidas por meio do problema de maximização a seguir:

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{\phi, \lambda} \quad \phi, \\ & \text{sujeito a:} \\ & \quad -\phi y_i + Y\lambda \geq 0, \\ & \quad x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \quad \lambda \geq 0, \end{aligned} \quad (2)$$

Em que  $1 \leq \phi < \infty$  e  $\phi - 1$  é o aumento proporcional nos produtos que poderiam ser obtidos pelo  $i$ -ésimo país, mantendo-se constante a utilização de insumos. Dessa forma, a medida de eficiência técnica é dada por  $1/\phi$ , que varia de 0 a 1 e o país que obtém valor igual a 1 é considerado institucionalmente eficiente. O parâmetro  $\lambda$  é um vetor ( $n \times 1$ ), cujos valores são calculados de forma a obter a solução ótima. Caso o país seja institucionalmente eficiente, todos os valores de  $\lambda$  serão 0. Caso contrário, os valores de  $\lambda$  serão os pesos utilizados na combinação linear de outros países eficientes que influenciam a projeção do país ineficiente sobre a fronteira calculada.

Portanto, utilizando-se o modelo de insumo unitário com orientação produto, é possível calcular o índice de eficiência institucional de cada país analisado, em que os considerados eficientes são aqueles que maximizam, simultaneamente, as seis dimensões dos indicadores mundiais de governança. Ou seja, por meio desse método, é possível avaliar diversos indicadores institucionais simultaneamente e não de forma isolada, como a grande maioria dos estudos faz.

#### 4.2 Eficiência institucional e corrupção: o modelo analítico

Diversos estudos têm buscado identificar os inúmeros efeitos causados pela corrupção, porém, não há consenso de que esses sejam sempre negativos. Alguns autores (Leff 1964, Lui 1985, Méon & Weill 2010, De Vaal & Ebben 2011) acreditam que o arcabouço institucional é fator determinante, sendo possível que a corrupção tenha efeito positivo no desempenho econômico dos países, cujas instituições são frágeis<sup>5</sup>.

No entanto, embora os estudos levem em consideração o ambiente institucional na avaliação dos impactos causados pela corrupção no desempenho econômico dos países, suas análises não avaliam o efeito da corrupção sobre a eficiência institucional, considerando o ambiente institucional como dado, ou seja, como uma variável exógena em seus modelos.

Contudo, como apresentado na seção anterior, a corrupção pode afetar significativamente as atividades institucionais. Diante disso, para atender ao objetivo desta pesquisa, isto é, para verificar o efeito da corrupção sobre a eficiência das instituições, utiliza-se o procedimento *bootstrap* de (Simar & Wilson 1998, 2007).

Cabe destacar que a maior parte dos estudos que analisa os determinantes de medidas de eficiência utiliza o modelo *Tobit*, dado que os escores de eficiência restringem-se ao intervalo [0,1]. Porém, a utilização do referido modelo nesses casos tem sido questionada. O estudo realizado por Simar & Wilson (2007) demonstra que o *Tobit* tradicional falha, apresentando resultados inconsistentes, quando trata-se de modelos que analisam os determinantes dos escores de eficiência. Os autores ainda apresentam o procedimento adequado para obter resultados robustos e consistentes nesses casos, e esse é o procedimento adotado nesta pesquisa.

Formalmente, o modelo estimado pode ser apresentado pela equação a seguir:

$$ei_i = \beta_0 + \beta_1 ipc_{1i} + \beta_2 ile_{2i} + \beta_3 ilp_{3i} + \beta_4 elf_{4i} + \beta_5 ct_{5i} + \beta_6 dipc_{6i} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Em que,  $i$  representa o país;  $\beta$  são os parâmetros estimados e;  $\varepsilon$  os erros aleatórios.

A descrição e a relação esperada das variáveis utilizadas são apresentadas na Tabela 1. Ressalta-se que estudos que buscam identificar os determinantes da eficiência institucional são escassos. No entanto, algumas pesquisas

<sup>5</sup>Para exemplificar como esse efeito positivo pode ocorrer, Lui (1985) apresenta um modelo de fila em que os indivíduos que decidem pagar suborno aos burocratas terão seu tempo de espera reduzido. Por meio desse modelo, o autor conclui que é possível que o suborno/corrupção sirva como “lubrificante” em uma economia lenta e com instituições ineficientes, uma vez que o mecanismo de propina classifica os clientes de forma otimizada, podendo, inclusive, elevar a velocidade do serviço prestado.

identificaram os determinantes da qualidade institucional (Borner et al. 2004, Kandil 2009, Alonso & Garcimartín 2013, Javed 2013).

Tendo em vista que o índice de eficiência institucional calculado na presente pesquisa considera variáveis qualitativas, assume-se que uma instituição eficiente é, conseqüentemente, uma instituição de qualidade. Sendo assim, a partir da análise desses estudos e baseado no referencial teórico apresentado, algumas variáveis foram selecionadas a fim de verificar o quanto influenciam a eficiência institucional.

**Tabela 1:** Descrição das variáveis utilizadas no modelo estimado para determinar o impacto da corrupção sobre a eficiência institucional dos países

Variáveis	Descrição	Sinais esperados
ei	Medida de eficiência institucional, obtida por meio da técnica DEA. O índice varia de 0 a 1, e quanto maior, mais eficientes são as instituições do país. Trata-se da variável dependente do modelo.	-
ipc	Índice de Percepção da Corrupção. Trata das percepções de corrupção no setor público. O índice varia de 0 a 100, em que 0 é altamente corrupto e 100 é minimamente corrupto.	Positivo
ile	Índice de liberdade econômica. Trata-se do índice que classifica os países de acordo com "12 liberdades", dos direitos de propriedade à liberdade financeira. Varia de 0 a 100 e quanto maior, mais "livre" o país.	Positivo
ilp	Índice de liberdade política e corresponde ao <i>Freedom House Index</i> , que representa o valor médio dos níveis de liberdade civil e direitos políticos do país. O índice varia de 1 a 7 e quanto maior, menos "livre" o país.	Negativo
elf	Fragmentação etnolinguística. Mede a probabilidade de que dois indivíduos sorteados aleatoriamente na população do mesmo país pertençam a grupos étnicos ou linguísticos distintos.	Negativo
ct	Carga tributária. Refere-se a transferências compulsórias para o governo central para fins públicos. Multas, penalidades e a maioria das contribuições para a previdência social estão excluídas. Reembolsos e correções de receita fiscal incorretamente coletada são tratados como receita negativa.	Positivo
dipc	<i>Dummy</i> de inclinação que captura o efeito de interação entre o nível de desenvolvimento (d=1 para desenvolvido e d=0 para em desenvolvimento) do país e o índice de percepção da corrupção.	Positivo

Fonte: Elaboração própria, conforme informações da Transparência Internacional (2017); Freedom House (2016), Índice de Liberdade Econômica – The Heritage Foundation (2016), Easterly & Levine (1997), ? e International Monetary Fund - IMF (2017).

A corrupção é representada pelo IPC. Ainda que esse índice represente a percepção de especialistas e executivos em relação à corrupção do setor pú-

blico de determinado país, alguns estudos, como o de Olken (2009), demonstram que informações sobre o comportamento corrupto estão contidas na percepção da corrupção. Adicionalmente, segundo Ortiz-Ospina & Roser (2016), países onde os indivíduos relatam ter de pagar subornos com frequência são aqueles que tendem a apresentar maior percepção de corrupção (ver Anexo Apêndice A). Considera-se ainda que a medida do grau de corrupção por meio de pesquisas de percepção tem sido muito utilizada, especialmente quando há comparação entre países (Ayub 2015). Diante do exposto, optou-se por essa variável como *proxy* da corrupção. Ainda assim, é importante ressaltar que os resultados devem ser analisados com cautela, pois o IPC não corresponde a uma medida precisa do nível de corrupção.

De acordo com Svensson (2005); Tanzi (1998) e Mauro (1995), a corrupção pode impactar a eficiência das instituições por meio de fraudes em licitações, em que a empresa ganhadora pode não ser a que apresentou efetivamente as melhores condições de prestação do serviço; por meio de desvios do orçamento público para benefícios particulares e/ou por meio de superfaturamento. Em todos os casos, a produtividade do investimento público é reduzida, ou seja, o investimento se torna ineficiente.

Segundo Méon & Weill (2005), a corrupção prejudica a alocação dos recursos, tornando sua utilização menos intensiva, além de elevar a instabilidade política. Consequentemente, o impacto da corrupção sobre a eficiência das instituições é negativo.

Cabe ainda ressaltar que conforme a Teoria do Principal-Agente, a partir do momento que o agente (funcionários das instituições) prioriza seus próprios interesses em detrimento ao interesse público, a corrupção passa a fazer parte do ambiente institucional, reduzindo sua produtividade e, consequentemente, sua eficiência. Logo, dado que quanto maior o IPC, menor a percepção de corrupção no país, espera-se relação positiva entre essa variável e a eficiência institucional.

O índice de liberdade econômica (ile) é inserido no modelo a fim de verificar o quanto ele afeta as instituições. Conforme Carraro & Hillbrecht (2003), em países onde não há liberdade econômica, o governo possui poder discricionário na alocação dos recursos públicos, que passa a ser realizada de forma política ou burocrática, e isso pode interferir na eficiência das instituições. De acordo com Acemoglu & Robinson (2012), direitos de propriedade bem estabelecidos e mobilidade de capital (liberdade financeira) são características de instituições de qualidade que, por sua vez, são fundamentais para o desenvolvimento econômico. Em outras palavras, liberdade econômica e eficiência institucional estão associadas.

Adicionalmente, Adkins et al. (2002), Méon & Weill (2005), Dang (2009), Kandil (2009) e Javed (2013) relacionam positivamente esse índice com a qualidade institucional. Sendo assim, espera-se que quanto maior o índice de liberdade econômica, mais eficientes as instituições de determinado país.

Para Borner et al. (2004), a liberdade civil contribui para um melhor ambiente institucional à medida que restringe o comportamento do governo, e a democracia é fator determinante para a existência de instituições de qualidade. Levando-se em consideração que o governo tem a função de supervisionar a produção de serviços públicos, o controle dos cidadãos pode influenciar a eficiência das instituições (Aidt et al. 2008). Desse modo, a liberdade civil e os direitos políticos, representados pela variável índice de liberdade política (ilp), são incluídos como determinantes da eficiência institucional e espera-

se relação negativa entre elas, ou seja, quanto maior o índice (menos livre o país), menos eficientes são suas instituições. Outros autores (Dang 2009, Sachida 2011) utilizam essa mesma variável como medida de instituições de qualidade.

A fragmentação etnolinguística (*elf*) foi selecionada a fim de verificar se a heterogeneidade da população interfere de alguma forma na eficiência das instituições. Segundo Alonso & Garcimartín (2013), maior diversidade pode gerar conflitos e reduzir a cooperação entre diferentes grupos. Os autores destacam que essa variável está relacionada a características históricas dos países e são tradicionalmente consideradas, podendo afetar a qualidade das instituições por meio do seu impacto na distribuição dos recursos<sup>6</sup>, por exemplo.

Para Méon & Weill (2005), é possível que essa variável esteja associada a maior turbulência política em um país. Assim, segundo Alesina et al. (2003), países onde a sociedade é segmentada têm maior dificuldade em redistribuir os recursos de forma consensual, afetando a eficiência das instituições. Ademais, os conflitos nesses países são mais intensos, dificultando a atuação democrática dos governos. Nesse sentido, para Easterly et al. (2006), a qualidade institucional é determinada, em parte, pela coesão social<sup>7</sup>. Os autores argumentam que nos países com maior coesão social, instituições eficientes são mais facilmente encontradas. Desse modo, espera-se relação negativa entre fragmentação etnolinguística e eficiência institucional.

Com relação à carga tributária, espera-se que seu efeito sobre a eficiência seja positivo, tendo em vista que o sistema tributário é uma variável crucial para a eficiência institucional, pois fornece os recursos necessários para construção de instituições eficientes de forma transparente, não sendo necessária coleta de recursos de outras fontes (Alonso & Garcimartín 2013). Adicionalmente, conforme Borner et al. (2004), somente um Estado com recursos suficientes é capaz de proteger os direitos de propriedade contra a demanda de grupos específicos. Alonso & Garcimartín (2013) ainda destacam que um sistema tributário sólido consolida um contrato social com maior transparência e *accountability*, resultando em instituições de maior qualidade.

A *dummy* de interação (*dipc*) foi incluída no modelo para capturar o efeito de interação entre o nível de desenvolvimento e o índice de percepção de corrupção sobre a eficiência institucional. Segundo Alonso & Garcimartín (2013), o nível de desenvolvimento nacional influencia a eficiência das instituições por meio da oferta e demanda, pois ao mesmo tempo em que disponibiliza recursos para a construção de “boas” instituições, gera demanda por instituições de qualidade ou eficientes. Sendo assim, por meio dessa variável, é possível verificar se o impacto da corrupção sobre a eficiência institucional é distinto, considerando se o país é classificado como desenvolvido ou em desenvolvimento.

### 4.3 Procedimento proposto e fonte de dados

O presente estudo é realizado em duas etapas. Inicialmente, por meio da DEA e utilizando os indicadores mundiais de governança (WGI), calculam-se as

---

<sup>6</sup>A homogeneidade linguística pode ser um indicador da forma pela qual os diferentes grupos de determinado país desenvolveram uma identidade comum ao longo das décadas ou séculos, formando a identidade nacional. Na ausência dessa identidade, é possível que grupos étnicos sejam politicamente mobilizados (Easterly et al. 2006).

<sup>7</sup>Uma das *proxies* utilizadas para medir a coesão social é a fragmentação etnolinguística.

medidas de eficiência institucional dos países. Após a obtenção dessas medidas, estima-se um modelo econométrico (modelo 5) para verificar o impacto da corrupção sobre a eficiência das instituições<sup>8</sup>.

A amostra é composta por 129 países selecionados de acordo com a disponibilidade de dados e cuja relação encontra-se no Apêndice. Os dados utilizados foram obtidos na base da Transparência Internacional, do *Worldwide Governance Indicators – World Bank*, do *Heritage Foundation*, do *Freedom House*, do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Programa das Nações Unidas - PNUD 2018) e do Banco Mundial, todos disponíveis nos sites oficiais das respectivas organizações, e são referentes ao ano de 2016, pois trata-se do ano mais recente com dados disponíveis no período em que a pesquisa foi realizada.

## 5 Resultados e Discussões

Esta seção é composta por dois tópicos. Inicialmente, são apresentadas as medidas de eficiência das instituições obtidas pelos países analisados. Posteriormente, por meio da análise econométrica, é verificado o efeito da corrupção sobre a eficiência das instituições.

### 5.1 Eficiência institucional

Os países institucionalmente eficientes são os que maximizam, simultaneamente, seus indicadores mundiais de governança. Dessa forma, aqueles que obtiveram os melhores indicadores possuem instituições relativamente eficientes.

Entre os 129 países analisados, aproximadamente 34% pertencem ao continente africano, 23% são países asiáticos, 19% europeus, 11% norte-americanos, 10% latino-americanos e 3% pertencem à Oceania. Dinamarca, Finlândia, Nova Zelândia, Noruega, Países Baixos, Singapura, Suécia e Suíça obtiveram medida máxima de eficiência e foram considerados institucionalmente eficientes. Como pode-se observar na Tabela 2, a maior parte desses países (75%) situa-se no continente europeu.

**Tabela 2:** Estatísticas descritivas das medidas de eficiência por continente

Continente	Média	Máximo	Mínimo	Eficientes		Total de países
				Número	%	
África	0,440	0,906	0,108	0	0	44
América do Norte	0,641	0,979	0,266	0	0	14
América Latina	0,609	0,913	0,182	0	0	13
Ásia	0,665	1	0,220	1	3,33	30
Europa	0,886	1	0,610	6	25	24
Oceania	0,788	1	0,527	1	25	4
Total	0,625	1	0,108	8	6,20	129

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>8</sup>Para o cálculo das medidas de eficiência, foi utilizado o *software* Deap, versão 2.1. Os demais procedimentos metodológicos foram realizados no *software* Stata 12.

Constata-se ainda que dos quatro países que obtiveram índices de eficiência inferiores a 0,2 (África Central, 0,187; Chade, 0,123; República Democrática do Congo, 0,108 e Venezuela, 0,182), três pertencem ao continente africano. Tais resultados podem ser justificados pela existência de conflitos e guerras civis nesse continente, que causam instabilidade política, uma das variáveis utilizada no cálculo do índice de eficiência institucional.

Comparando-se as médias de eficiência das instituições por continente, é possível verificar que as medidas obtidas pelos continentes africano (0,440) e latino-americano (0,609) foram inferiores a média da amostra (0,625), revelando o quanto esses países precisam evoluir em relação à qualidade de suas instituições, demandando políticas e estratégias que priorizem a eficiência institucional. Destaca-se mais uma vez a situação do continente africano, cuja média foi consideravelmente inferior a da amostra.

Nesse sentido, é válido salientar que as instituições têm papel fundamental para o desenvolvimento de qualquer país. Segundo North (2006), Furlanetto (2008) e Alonso & Garcimartín (2013), instituições eficientes promovem um ambiente com condições necessárias e favoráveis para o desenvolvimento econômico.

Observando-se os valores obtidos pelo continente europeu (Tabela 2), pode-se identificar uma potencial correlação entre instituições eficientes e desenvolvimento econômico, dado que os países pertencentes a esse continente são, em sua maioria, classificados como desenvolvidos, e seis dos oito países institucionalmente eficientes estão na Europa. Tal relação também pode ser verificada por meio da Figura 1<sup>9</sup>, em que os países que obtiveram maiores medidas de eficiência (representados pela cor roxa no mapa) são classificados como desenvolvidos<sup>10</sup>.

Logo, diante da importância das instituições para o crescimento e desenvolvimento econômicos de uma nação, identificar os fatores que influenciam essa eficiência torna-se importante para o direcionamento de políticas, que visem melhorar a qualidade institucional dos países e, como resultado, sua performance econômica.

## 5.2 Efeito da corrupção na eficiência das instituições

A corrupção tem sido um grande problema enfrentado pela sociedade mundial. De acordo com Transparência Internacional (2016), a pontuação média global do IPC indica a existência de corrupção endêmica no setor público. Para De Vaal & Ebben (2011), a corrupção afeta significativamente o ambiente institucional do país, pois a partir do momento em que passa a fazer parte do mesmo, ela influencia a alocação de recursos e as decisões burocráticas, podendo elevar os custos de transação.

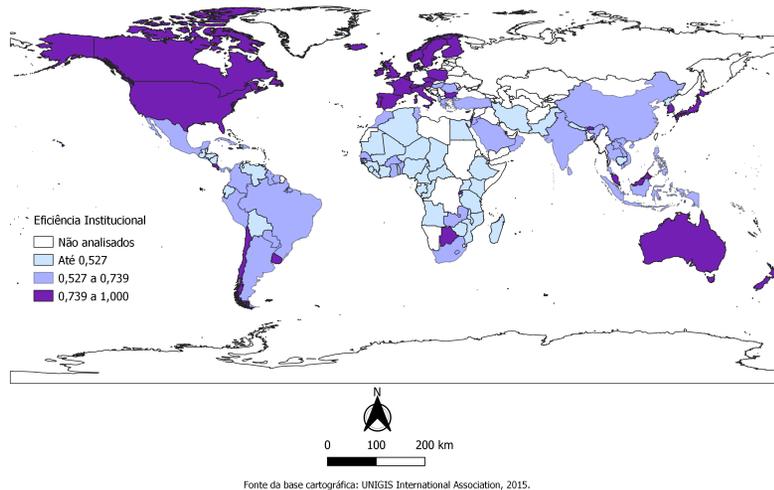
A partir da Figura 2, é possível verificar que existe correlação positiva entre o índice de percepção de corrupção (IPC) e nível de eficiência institucional (EI). É importante lembrar que quanto maior o IPC, menos corrupto o país<sup>11</sup>. Logo, verifica-se que a relação entre corrupção e eficiência institucio-

<sup>9</sup>Os países foram distribuídos em três intervalos iguais, cuja sequência vai dos menos para os mais eficientes, representados pelos tons mais claros até os mais escuros, respectivamente. Os países que não foram analisados estão em branco.

<sup>10</sup>A relação dos países pertencentes a cada categoria do mapa está apresentada no Apêndice.

<sup>11</sup>Como já relatado, utiliza-se o índice de percepção de corrupção (IPC) como *proxy* da corrupção e, dessa forma, ainda que exista correlação entre percepção e comportamento corrupto,

**Figura 1:** Distribuição geográfica dos países de acordo com intervalos de medidas de eficiência institucional



Fonte: Resultados da pesquisa.

nal é negativa, ou seja, quanto menos corrupto o país, mais eficientes são suas instituições.

Nota-se que dos oito países institucionalmente eficientes, sete obtiveram os maiores IPC, ou seja, são os países menos corruptos da amostra. Embora haja relação negativa entre corrupção e eficiência institucional, não se sabe o quanto a corrupção afeta essa eficiência. Dessa forma, a presente pesquisa busca mensurar tal relação, estimando uma regressão por meio do procedimento *bootstrap* de Simar & Wilson (2007). Os resultados são apresentados na Tabela 3.

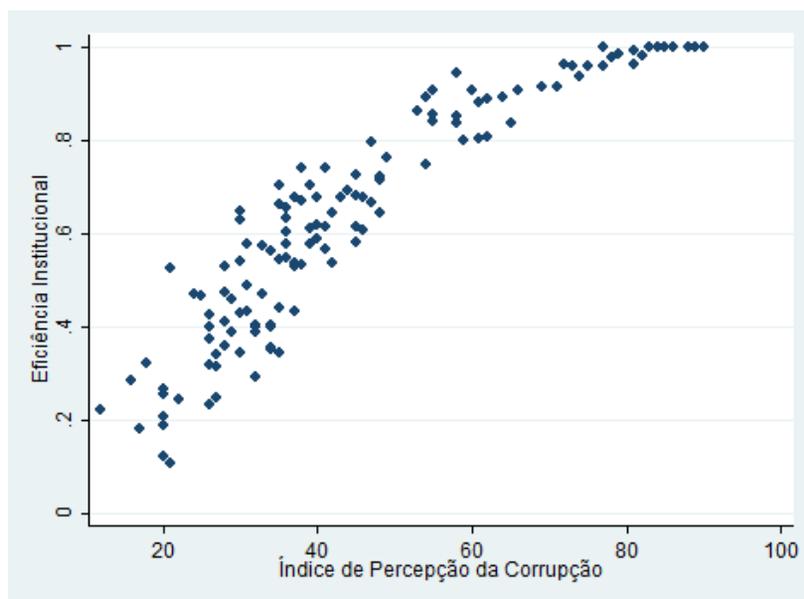
A corrupção, representada pelo índice de percepção de corrupção, apresentou significância estatística e positiva, conforme o esperado. Ou seja, quanto menos corrupto o país, mais eficientes suas instituições. Esses resultados vão ao encontro da Teoria do Principal-Agente, em que a corrupção torna as instituições menos eficientes ao interferir na atividade dos burocratas.

Para Javed (2013), a corrupção impede que as instituições alcancem eficiência produtiva e alocativa, pois facilita atividades expropriatórias. De acordo com Méon & Weill (2005), a corrupção reduz a eficiência institucional ao atuar como um imposto sobre as atividades produtivas, reduzindo sua produção e incentivando o acúmulo de recursos menos produtivos. Sendo assim, a corrupção pode ser um dos fatores que limitam o crescimento dos países, por meio de seu efeito sobre as instituições. Em outras palavras, a corrupção interfere na alocação de recursos, podendo prejudicar a prestação de serviços para a sociedade e, conseqüentemente, a qualidade de vida da população.

O índice de liberdade econômica, como descrito na Tabela 1, varia de 0 a 100 e, quanto maior esse valor, mais “livre” é o país. Nesse contexto, o

os resultados devem ser analisados com parcimônia. Sendo assim, o termo “país menos (mais) corrupto” significa que a percepção de corrupção no referido país é menor (maior).

**Figura 2:** Diagrama de dispersão entre eficiência institucional e índice de percepção da corrupção



Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: A correlação existente entre as variáveis foi de 0,9161.

**Tabela 3:** Estimativas da regressão para os determinantes da eficiência institucional

Variáveis	Coefficientes estimados	Erros padrões (bootstrap)	Intervalos de confiança (95%)	
Índice de percepção da corrupção	0,0106*	0,0009	0,0087	0,0126
Índice de liberdade econômica	0,0057*	0,0013	0,0030	0,0083
Índice de liberdade política	-0,0063	0,0061	-0,0188	0,0057
Fragmentação etnolinguística	-0,0530***	0,0291	-0,1122	0,0025
Carga tributária	0,0031*	0,0009	0,0012	0,0049
Dummy de inclinação <sup>+</sup>	-0,0001	0,0006	-0,0012	0,0011
_constante	-0,1869**	0,0941	-0,3665	0,0016

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (\*) significativo a 1%; (\*\*) significativo a 5%; (\*\*\*) significativo a 10%; (+) captura o efeito de interação entre o nível de desenvolvimento (desenvolvido ou em desenvolvimento) do país e o índice de percepção da corrupção sobre a eficiência institucional.

coeficiente estimado mostra que a relação entre liberdade econômica e eficiência institucional é positiva, indicando que quanto mais “livre” o país, mais eficientes são suas instituições. De acordo com Kandil (2009), a liberdade econômica contribui para a estabilidade política e manutenção dos direitos de propriedade. Logo, seu impacto sobre a eficiência institucional é positivo.

Adicionalmente, Adkins et al. (2002) e Dang (2009) encontram relação positiva entre liberdade econômica e eficiência. Embora os autores não mensurem o quanto essa variável afeta a eficiência institucional, eles relacionam positivamente liberdade econômica e instituições.

O índice de liberdade política não apresentou significância estatística. Esse resultado vai de encontro aos resultados obtidos por Javed (2013), que relata relação positiva entre liberdade civil e qualidade institucional. Além disso, Salinas Jiménez & Salinas Jiménez (2006) destacam que a falta de liberdade civil frequentemente acompanha distorções no mercado, provocando alocação ineficiente dos recursos e, conseqüentemente, prejudicando a eficiência institucional.

Adicionalmente, Borner et al. (2004) revelam que as instituições tendem a ser mais eficientes em países onde a liberdade civil é maior e os direitos políticos são garantidos, pois os cidadãos podem expressar suas opiniões livremente, sem repressão ou qualquer tipo de censura e isso restringe o comportamento do governo.

Ainda assim, como já mencionado, o efeito do índice de liberdade política sobre a eficiência institucional não foi estatisticamente significativo nesta pesquisa. Uma possível justificativa para esse resultado é a baixa amplitude dessa variável em relação às demais. Como descrito na Tabela 2, diferentemente do índice de liberdade econômica que varia de 0 a 100, o índice de liberdade política varia de 1 a 7, amplitude consideravelmente inferior, o que pode interferir no seu efeito sobre a variável dependente, no caso a eficiência institucional.

Já a variável que representa fragmentação etnolinguística obteve, como esperado, relação negativa e estatisticamente significativa. Desse modo, pode-se dizer que a fragmentação etnolinguística reduz a eficiência das instituições. De acordo com Easterly & Levine (1997), Alesina et al. (2003) e Easterly et al. (2006), a heterogeneidade pode gerar conflitos e prejudicar a cooperação entre grupos distintos, afetando negativamente as instituições.

Cabe ainda salientar que esse resultado não implica que a fragmentação etnolinguística é um fator negativo. Apenas reflete que em países com maior heterogeneidade são necessários mais esforços para otimização dos recursos. Isso porque, segundo Easterly et al. (2006), é possível que políticos oportunistas explorem essas diferenças com o intuito de acentuar a divisão social e construir sua base de poder, dificultando a formação de instituições eficientes.

A carga tributária foi estatisticamente significativa, demonstrando que seu efeito sobre a eficiência das instituições é positivo. Tal resultado corrobora com aqueles obtidos por Alonso & Garcimartín (2013), que identificaram relação positiva entre qualidade institucional e carga tributária. Para os autores, quanto maior a receita obtida por meio de tributos, mais próxima e exigente a relação entre cidadãos e Estado, fazendo com que as instituições sejam mais eficientes.

A *dummy* de inclinação, como já mencionado, revela se o impacto da corrupção sobre a eficiência institucional, considerando se o país é classificado como desenvolvido ou em desenvolvimento, é diferente. Como pode-se observar, essa variável não apresentou significância estatística, ou seja, embora

a corrupção seja prejudicial para a eficiência das instituições, não se pode afirmar que seu impacto sobre as instituições de países desenvolvidos ou em desenvolvimento ocorra de forma diferente.

Diante dos resultados obtidos, é importante fazer algumas considerações. É de suma importância que os países priorizem políticas de combate à corrupção, haja vista seu efeito significativo e negativo sobre as instituições. Com tais políticas, as instituições podem se tornar mais eficientes, prestando serviços de maior qualidade, com foco no interesse público, criando um ambiente propício para o crescimento e desenvolvimento do país.

Ressalta-se que deixar de combatê-la, segundo Méon & Weill (2010), poderia haver deterioração das instituições, prejudicando inclusive a produtividade do país. Para os autores, o combate à corrupção deve ser incentivado juntamente com esforços para melhorar o quadro institucional. Nesse ínterim, na Tabela 4<sup>12</sup>, pode-se observar os fatores que mais afetam a eficiência institucional e, portanto, devem ser priorizados para elevar a eficiência das instituições.

**Tabela 4:** Elasticidade dos determinantes da eficiência institucional

Variáveis	Elasticidades	Erros padrões ( <i>delta-method</i> )	Intervalos de confiança (95%)	
Índice de percepção da corrupção	0,7266*	0,0674	0,5946	0,8586
Índice de liberdade econômica	0,6127*	0,1449	0,3287	0,8967
Índice de liberdade política	-0,0487	0,0493	-0,1452	0,0479
Fragmentação etnolinguística	-0,0468***	0,0259	-0,0975	0,0039
Carga tributária	0,1182*	0,0341	0,0513	0,1851
Dummy de inclinação+	-0,0015	0,0073	-0,0157	0,0127

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (\*) significativo a 1%; (\*\*) significativo a 5%; (\*\*\*) significativo a 10%.

É possível verificar que o coeficiente do índice de percepção da corrupção é o de maior magnitude, seguido pelo índice de liberdade econômica, carga tributária e fragmentação etnolinguística. Apenas a fragmentação etnolinguística possui relação inversa com a eficiência institucional, cujo aumento de 10% equivale à redução média de, aproximadamente, 0,5% na eficiência. Já o aumento de 10% no índice de liberdade econômica e na carga tributária implicam em aumento de 6,1% e 1,2% na eficiência das instituições, respectivamente. O aumento do IPC em 10%, isto é, a redução da corrupção em 10%, eleva, em média, 7,3% a eficiência das instituições.

Diante de tais resultados, verifica-se a relevância de políticas de combate à corrupção para tornar as instituições mais eficientes. Ainda que outros fatores tenham influência significativa sobre as instituições, o combate à corrupção pode trazer benefícios além dos institucionais.

Segundo Salinas Jiménez & Salinas Jiménez (2006), a corrupção, por meio do efeito negativo sobre o capital humano, pode afetar significativamente o

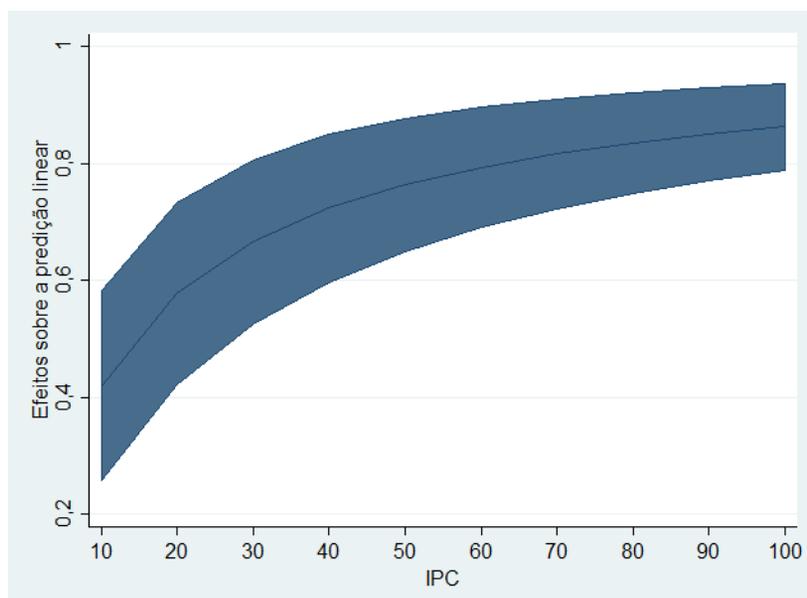
<sup>12</sup>Apresenta o quanto a variação percentual de cada variável explicativa altera, percentualmente, a variável dependente, ou seja, a eficiência institucional. Em outras palavras, apresenta a variação percentual da eficiência institucional, dada a variação percentual de cada variável explicativa.

progresso tecnológico do país, fator relevante para o processo de crescimento econômico. Além disso, países menos corruptos são mais produtivos (Méon & Weill 2005), atraem mais investimentos (Mauro 1995) e possuem gestão mais eficiente de recursos direcionados a educação e saúde (Lopes & Toyoshima 2013). Logo, os benefícios da redução da corrupção ultrapassam os causados às instituições.

Ainda assim, é válido considerar os demais fatores que exercem influência sobre a eficiência institucional ao adotar medidas que visem aumentar essa eficiência. Ou seja, para que as políticas e estratégias adotadas sejam eficazes, é necessário que tais fatores sejam avaliados. É importante ressaltar que essas políticas podem trazer impactos ainda mais significativos no longo prazo, haja vista a importância das instituições para o crescimento econômico.

Adicionalmente, é preciso considerar a possibilidade de efeitos distintos da corrupção sobre a eficiência das instituições. Alguns estudos (Aidt et al. 2008, Méon & Weill 2010, De Vaal & Ebben 2011, Gottschild 2016) revelam que a corrupção pode não ser prejudicial ou até trazer benefícios em países cujas instituições são frágeis. Diante disso, a Figura 3 apresenta as médias das elasticidades do IPC para diferentes níveis de corrupção.

**Figura 3:** Elasticidades médias do Índice de Percepção da Corrupção (IPC) com intervalos de confiança de 95%



Fonte: Resultados da pesquisa.

É possível observar que nos países mais corruptos (menores IPC's), o efeito marginal da corrupção sobre a eficiência institucional é menor. Pressupondo-se que nos países onde a corrupção é mais elevada, as instituições são menos eficientes, pode-se concluir que tal resultado corrobora com aquele encontrado por Méon & Weill (2010), que revelou menor impacto da corrupção sobre a eficiência em países com um quadro institucional deficiente.

Adicionalmente, o estudo realizado por Aidt et al. (2008) identifica efeito negativo da corrupção em regimes com instituições políticas de elevada quali-

dade, porém, o mesmo não ocorre em países com instituições deficientes. Segundo Aidt et al. (2008) e Méon & Weill (2010), nesses países, as instituições são tão frágeis e ineficientes que a corrupção acaba não tendo efeito significativo sobre elas. Os autores ainda relacionam esse resultado com a hipótese “*grease the wheels*”, em que nos países com instituições falhas, a corrupção pode melhorar a eficiência ao permitir que os indivíduos contornem deficiências institucionais existentes.

Embora Aidt et al. (2008) e Méon & Weill (2010) tenham encontrado resultados que indiquem a possibilidade da corrupção não trazer prejuízos, eles destacam que nesse caso seria necessária uma análise mais ampla. Isso porque a referida análise está relacionada com fatores específicos, como produtividade e eficiência agregada, e conforme literatura existente, sabe-se que a corrupção deteriora outros fatores, como investimentos, acumulação de capital e rendimentos.

O presente estudo revela que mesmo nos países mais corruptos, que possivelmente possuem instituições menos eficientes, a corrupção exerce efeito negativo, ainda que em menores proporções. Portanto, políticas e estratégias de combate à corrupção são de suma importância e, se forem bem sucedidas, as instituições se tornarão mais eficientes, criando ambiente propício para o desenvolvimento econômico dos países.

Nesse sentido, os governos que objetivam elevar o nível de desenvolvimento econômico devem priorizar políticas de combate à corrupção. Como apresentado no presente trabalho, o comportamento corrupto do agente torna as instituições ineficientes, prejudicando os serviços por elas oferecidos. Conforme a Teoria da Agência, esse comportamento oportunista é proveniente das informações privilegiadas que o agente possui em relação ao principal (assimetria de informações). Diante disso, uma das formas para combater a corrupção seria criar estratégias que ampliem a disponibilidade de informações para toda população (burocratas, governo e cidadãos). Conforme apresentado por Araújo & Sanchez (2005), a tecnologia de informação e comunicação (TIC) pode ser uma ferramenta eficaz para alcançar esse objetivo, haja vista sua capacidade de captar e concentrar informações, favorecendo a formação de arranjos institucionais que limitem o comportamento oportunista dos agentes públicos.

Por fim, é importante destacar o papel da população nesse contexto. Considerando-se que os políticos devem prestar contas aos cidadãos, esses devem exercer seu poder de voto e reivindicar a criação de políticas e estratégias que visem a obtenção e disseminação de informações, de tal forma que a assimetria de informações seja minimizada e o comportamento corrupto seja limitado.

Tendo em vista que as instituições são fundamentais para a prestação de serviços à população e que a corrupção as torna ineficientes, ao combatê-la, os serviços prestados serão de maior qualidade, proporcionando maior bem-estar à população. Além disso, as instituições são essenciais para promoção do desenvolvimento econômico. Portanto, políticas de combate à corrupção são necessárias. A inexistência de tais políticas pode levar o país a um círculo vicioso em que as instituições se tornam cada vez mais ineficientes, impedindo o processo de desenvolvimento.

## 6 Considerações Finais

A corrupção tem sido um problema enfrentado por diversos países ao redor do mundo. Seus prejuízos são inúmeros, afetando inclusive o ambiente institucional do país. Considerando que uma estrutura institucional sólida e eficiente é essencial para o crescimento e desenvolvimento de uma nação, o impacto da corrupção nas instituições pode afetar seu desempenho econômico.

Nesse contexto, a presente pesquisa teve como objetivo identificar o efeito da corrupção na eficiência institucional dos países. Acredita-se que a corrupção pode tornar as instituições menos eficientes a partir do momento que interfere na atuação dos burocratas, que passam a priorizar interesses próprios em detrimento do interesse público.

Inicialmente, calculou-se o índice de eficiência institucional dos países por meio da análise envoltória de dados. Os resultados revelam que Dinamarca, Finlândia, Nova Zelândia, Noruega, Países Baixos, Singapura, Suécia e Suíça possuem instituições relativamente eficientes.

Constatou-se também que a média da eficiência institucional foi de 0,625 e o continente europeu obteve a maior média (0,886). Já as médias obtidas pelos continentes latino-americano e africano foram inferiores à média da amostra, com destaque para a África, que apresentou média consideravelmente inferior: 0,440. Esses resultados indicam a necessidade do direcionamento de esforços para melhorar a qualidade institucional dos países.

Posteriormente, por meio de um modelo econométrico, verificou-se que a corrupção tem impacto negativo e significativo sobre a eficiência institucional. A redução de 10% na corrupção aumenta, em média, mais de 7% a eficiência das instituições. Além disso, o IPC foi a variável que apresentou maior impacto na eficiência institucional, evidenciando a importância de políticas públicas que visem combater a corrupção.

Essas políticas se tornam ainda mais relevantes ao considerar os diversos prejuízos causados pela corrupção à sociedade. A inexistência de tais políticas pode impedir que as instituições deixem de ser ineficientes, impedindo que os países tenham melhor desempenho econômico. Logo, o combate à corrupção deve ser uma das prioridades dos governantes.

O presente estudo ainda demonstra que o efeito marginal da corrupção sobre a eficiência institucional é heterogêneo. Ainda que seu efeito sobre as instituições seja negativo, o mesmo é mais elevado em países menos corruptos. Assim, ressalta-se a importância de políticas de combate à corrupção em todos os países, independentemente do seu nível de corrupção, dados os danos causados por ela.

De maneira geral, o presente estudo fornece informações úteis para os formuladores de políticas públicas, revelando a importância do combate à corrupção para promover a eficiência institucional e, conseqüentemente, a prosperidade econômica dos países. Adicionalmente, demonstra a necessidade de se considerar outros fatores que exercem influência sobre o ambiente institucional para que as referidas políticas sejam formuladas e implementadas de forma eficaz.

## Referências Bibliográficas

Acemoglu, D. & Robinson, J. (2012). *Why nations fail: the origins of power, prosperity and poverty*. New York: Crown Publishers.

Adkins, C., Moomaw, R. & Savvides, A. (2002). Institutions, freedom, and technical efficiency. *Southern Economic Journal*, v. 69, n. 1, p. 92–108.

Aidt, T. (2003). Economic analysis of corruption: a survey. *Economic journal*, v. 113, n. 491, p. F632–F652.

Aidt, T., Dutta, J. & Sena, V. (2008). Governance regimes, corruption and growth: theory and evidence. *Journal of Comparative Economics*, v. 36, n. 2, p. 195–220, mês ano. DOI: DOI: 10.1016/j.jce.2007.11.004.

Alesina, A., Devleeschauwer, A., Easterly, W. & Kurlat, S. (2003). Fractionalization. *Journal of Economic Growth*, v. 9, n. 2, p. 155–94.

Alonso, J. A. & Garcimartín, C. (2013). The determinants of institutional quality. More on the debate. *Journal of International Development*, v. 25, n. 2, p. 206–226. DOI: 10.1002/jid.1710.

Araújo, M. & Sanchez, O. A. (2005). A corrupção e os controles internos do Estado. *Lua Nova*, v. 65, p. 137–173.

Ayub, M. (2015). *Análise econômica das instituições anticorrupção no Brasil*. Disponível em: [http://www3.pucrs.br/pucrs/files/uni/poa/direito/graduacao/tcc/tcc2/trabalhos2015\\_2/marcelo\\_monteiro.pdf](http://www3.pucrs.br/pucrs/files/uni/poa/direito/graduacao/tcc/tcc2/trabalhos2015_2/marcelo_monteiro.pdf). Acesso em: 16 de março de 2018.

Banker, R. D., Charnes, H. & Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, v. 30, n. 9, p. 1078–1092. DOI: 10.1287/mnsc.30.9.1078.

Borner, S., Bodmer, F. & Kobler, M. (2004). *Institutional efficiency and its determinants: the role of political factors in economic growth*. Paris: OECD Development Centre.

Bueno, N. P. (2009). Corrupção: teoria, evidências empíricas e sugestões de medidas para reduzir seus níveis no Brasil - uma análise institucional. *Revista da CGU*, n. 6, p. 71–84, set.

Carraro, A. & Hillbrecht, R. O. (2003). *Modelos Microeconômicos de Corrupção Burocrática e Seus Determinantes Econômicos*. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/D36.pdf>. Acesso em: 15 maio de 2018.

Charnes, A., Cooper, W. W. & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429–444. DOI: 10.1016/0377-2217.

Coelli, T., Rao, D. S. P. & Battese, G. E. (1998). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Norwell: Kluwer Academic.

Cooper, W. W., Seiford, L. M. & Tone, K. (2007). *Data envelopment analysis: a comprehensive text with models, applications, references and DEA-solver software*. New York: Springer.

Dang, V. (2009). Institutions and efficiency in transition economies. *Economics and Finance Working Paper Series*. Working paper nr. 09-32, ago.

- De Vaal, A. & Ebben, W. (2011). Institutions and the relation between corruption and economic growth. *Review of Development Economics*, v. 15, n. 1, p. 108–123. DOI: 10.1111/j.1467-9361.2010.00596.x.
- Easterly, W., J. R. & Woolcock, M. (2006). Social Cohesion, Institutions, and Growth.. *Center for Global Development*, Working Paper 94.
- Easterly, W. & Levine, R. (1997). Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions. *Quarterly Journal of Economics*, v. 112, n. 4, p. 1203–50.
- Freedom House (2016). *Freedom in the world 2016, table of country scores*. Disponível em: <https://freedomhouse.org/report/freedom-world-2016/table-scores>. Acesso em: 10 de outubro de 2018.
- Furlanetto, E. L. (2008). Instituições e desenvolvimento econômico: a importância do capital social. *Rev. Sociol. Polít.*, Curitiba, v. 16, nr. sup., p. 55–67, ago.
- Gottschild, P. H. (2016), PhD thesis. *A relação entre corrupção e desenvolvimento econômico: a contribuição da economia*. 31f. Monografia. (Bacharel em Ciências Econômicas) - Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- Hayashi, F. E. H. (2012). *O impacto da corrupção sobre o desenvolvimento dos países*. Disponível em: <http://www.publicadireito.com.br/artigos/?cod=d8ab1a52f058358b>. Acesso em: 15 de maio de 2018.
- International Monetary Fund - IMF (2017). *World Economic Outlook: seeking sustainable growth – short-term recovery, long-term challenges*. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2017/09/19/world-economic-outlook-october-2017>. Acesso em: 15 de junho de 2018.
- Javed, O. (2013). Determinants of institutional quality: a case study of IMF programme countries. MPRA Paper, University of Barcelona, Spain.
- Kandil, M. (2009). Determinants of institutional quality and their impact on economic growth in the MENA region. *International Journal of Development Issues*, v. 8, n. 2, p. 134–167.
- Lambsdorff, J. G. (2003). How corruption affects productivity. *KYKLOS*, v. 56, n. 4, p. 457–474.
- Leff, N. (1964). Economic development through bureaucratic corruption. *American behavioral scientist*, v. 8, n. 3, p. 8–14.
- Lopes, L. S. & Toyoshima, S. H. (2013). Evidências do impacto da corrupção sobre a eficiência das políticas de saúde e educação nos estados brasileiros. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 41, jul./dez.
- Lui, F. (1985). An equilibrium queuing model of bribery. *Journal of political economy*, v. 93, n. 4, p. 760–781.
- Mauro, P. (1995). Corruption and growth. *Quarterly journal of economics*, v. 110, n. 3, p. 681–712.

Melo, M. (1996). Governance e reforma do Estado. O paradigma agente x principal. *Revista do Serviço Público*, v. 120.

Méon, P. & Weill, L. (2005). Does better governance foster efficiency? An aggregate frontier analysis. *Economics of Governance*, v. 6, n. 1, p. 75–90.

Méon, P. & Weill, L. (2010). Is corruption an efficient grease? *World development*, v. 38, n. 3, p. 244-259.

North, D. C. (2006). *Custos de Transação, Instituições e Desempenho Econômico*. São Paulo: Instituto Liberal.

Olken, B. A. (2009). Corruption perceptions vs. Corruption reality. *Journal of Public Economics*, v. 93, n. 7, p. 950-964.

Ortiz-Ospina, E. & Roser, M. (2016). *Corruption*. Our world in data. Disponível em: <https://ourworldindata.org/corruption>. Acesso em: 30 de julho de 2020.

Programa das Nações Unidas - PNUD (2018). *Human development reports*. Disponível em: <http://hdr.undp.org/en/data>. Acesso em: 10 de setembro de 2018.

Romer, P. (1994). New goods, old theory, and the welfare costs of trade restrictions. *Journal of Development Economics*, v. 43, p. 5–38.

Sachsida, A. (2011). Qualidade das instituições e crescimento econômico. *Boletim regional, urbano e ambiental*, IPEA, n. 05, jun.

Salinas Jiménez, M. & Salinas Jiménez, J. (2006). *Corruption and productivity growth in OECD countries*. Disponível em: <http://www-sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa06/papers/99.pdf>. Acesso em: 14 de março de 2018.

Schillemans, T. (2013). Moving beyond the clash of interests on stewardship theory and the relationships between central government departments and public agencies. *Public Management Review*, v. 15, n. 4, p. 541–562.

Simar, L. & Wilson, P. W. (1998). Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models. *Manage Sci.* v. 44, n. 1, p. 49–61.

Simar, L. & Wilson, P. W. (2007). Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, v. 136, n. 1, p. 31–64.

Svensson, J. (2005). Eight questions about corruption. *Journal of economic perspectives*, v. 19, n. 3, p. 19–42.

Tanzi, V. (1998). Corruption around the world: causes, consequences, scopes and cures. *IMF Staff Papers*, v. 45, n. 4, p. 559–594.

Tanzi, V. & Davoodi, H. (1997). Corruption, public investment, and growth. *IMF Working Paper*, nr. 97-139.

The Heritage Foundation (2016). *Index of economic freedom*. Disponível em: <https://www.heritage.org/index/explore?viewby-region-country-year&u636867881175428662>. Acesso em: 10 de março de 2018.

Transparência Internacional (2016). *Corruption Perceptions Index*. Disponível em: [https://www.transparency.org/news/feature/corruption\\_perceptions\\_index\\_2016](https://www.transparency.org/news/feature/corruption_perceptions_index_2016). Acesso em: 10 de outubro de 2018.

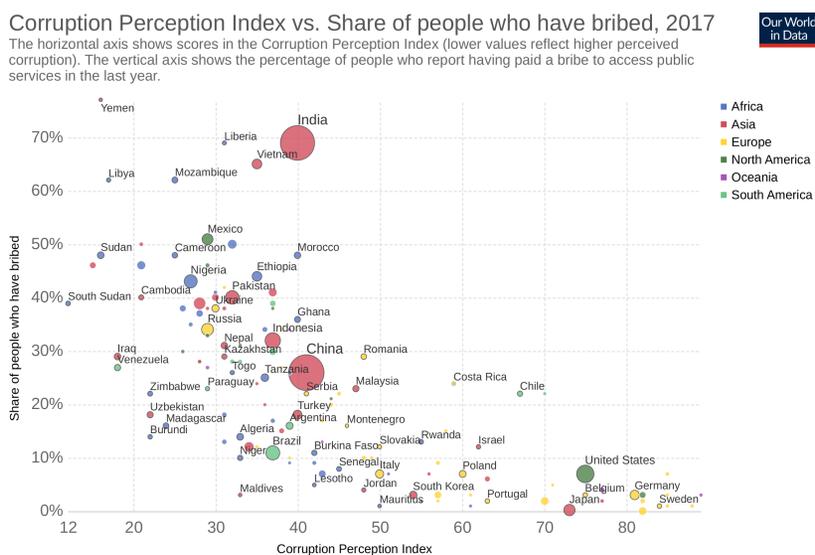
Transparência Internacional (2017). *Corruption Perceptions Index*. Disponível em: [https://www.transparency.org/news/feature/corruption\\_perceptions\\_index\\_2017](https://www.transparency.org/news/feature/corruption_perceptions_index_2017). Acesso em: 10 de junho de 2018.

Votápková, J. & Zác, M. (2013). Institutional efficiency of selected EU & OECD countries using DEA-LIKE approach. *Prague Economic Papers*, v. 2. DOI: 10.18267/j.pep.448.

Worldwide Governance Indicators - WGI (2017). Disponível em: <http://info.worldbank.org/governance/wgi/#home>. Acesso em: 14 de março de 2018.

## Apêndice A

**Figura A.1:** Relação entre o Índice de Percepção de Corrupção (IPC) e a proporção de pessoas que subornaram



Fonte: Ortiz-Ospina & Roser (2016).

**Tabela A.1:** Relação dos países de acordo com o nível de eficiência institucional

Níveis de eficiência institucional	Países
Até 0,527	África Central, Angola, Argélia, Bolívia, Burundi, Camarões, Camboja, Chade, Comores, Congo, Costa do Marfim, Egito, Equador, Etiópia, Gabão, Gâmbia, Guatemala, Guiné, Guiné-Bissau, Haiti, Honduras, Irã, Líbano, Libéria, Madagascar, Malawi, Mali, Maurítânia, Moçambique, Nepal, Nicarágua, Níger, Nigéria, Papua Nova Guiné, Paquistão, Quênia, República Democrática do Congo, Serra Leoa, Tanzânia, Togo, Uganda, Venezuela, Zimbábue.
De 0,527 a 0,739	África do Sul, Albânia, Arábia Saudita, Argentina, Benin, Brasil, Burkina Faso, China, Colômbia, Cuba, El Salvador, Filipinas, Gana, Guiana, Grécia, Hungria, Ilhas Salomão, Índia, Indonésia, Jamaica, Jordânia, Laos, Lesoto, Maldivas, Marrocos, México, Mongólia, Omã, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana, São Tomé e Príncipe, Senegal, Romênia, Sri Lanka, Suriname, Tailândia, Trinidad e Tobago, Tunísia, Turquia, Vietnã, Zâmbia.
Acima de 0,739	Austrália, Áustria, Barbados, Bélgica, Butão, Botswana, Brunei, Bulgária, Cabo Verde, Canadá, Chile, Chipre, Coreia do Sul, Costa Rica, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Hong Kong, Irlanda, Islândia, Israel, Itália, Japão, Luxemburgo, Malásia, Malta, Maurícia, Mongólia, Noruega, Nova Zelândia, Países Baixos, Polónia, Portugal, Qatar, Reino Unido, República Tcheca, Ruanda, Singapura, Suécia, Suíça, Uruguai.

Fonte: Resultados da pesquisa.

## HOUSING AND SANITATION-RELATED DISEASES

FÁBIO NISHIMURA \*

### Resumo

As questões de moradia e saúde são preocupações típicas dos países em desenvolvimento, uma vez que suas consequências geralmente levam a doenças mortais. Assim, com o objetivo de melhorar a assertividade das políticas públicas, minimizar as divergências entre as ações propostas pelos diferentes estudos e contribuir para mitigar essas questões, este artigo busca compreender os impactos relativos das políticas propostas, bem como sua eficiência. Para isso, avaliamos o Programa de Arrendamento Residencial (PAR) por meio de um desenho de regressão descontínua (RDD), estratégia que é fortalecida pela realização de testes de robustez. Como resultado, verificamos que o PAR foi capaz de reduzir as mortes por doenças relacionadas ao saneamento em até 11% e que esse efeito aumenta com o tempo.

**Palavras-chave:** habitação, programa de arrendamento residencial, financiamento habitacional, doenças sanitárias, desenho de regressão descontínua

### Abstract

Housing and health-related issues are typical concerns of developing countries since their consequences usually lead to deadly diseases. Hence, in order to improve the assertiveness of public policies, minimize the divergences between actions proposed by different studies and contribute to mitigate those issues, this paper seeks to understand the relative impacts of the proposed policies as well as their efficiency. Thus, this paper evaluates the Brazilian Rental Housing Program (RHP) using a regression discontinuity design (RDD) model, a strategy that is strengthened by the performance of robustness tests. As a result, we verified that RHP was able to reduce deaths from sanitation-related diseases by up to 11% and that this effect increases over time.

**Keywords:** housing, rental housing program, mortgage loan, sanitation-related diseases, regression discontinuity design

**JEL classification:** I00, I1, I18.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea164754>

---

\* Graduate Program in Economics of Universidade Federal de Mato Grosso. E-mail: fabio@ufr.edu.br

## 1 Introduction

Sanitation issues have always been related to the lack of structural housing conditions which, associated with the lack of planning and investment in municipalities, lead to predictable consequences and chaos. According to (Organização das Nações Unidas - ONU 2019), 30% of the world's population (2.1 billion people) does not have access to drinking water and 60% (4.5 billion people) does not have access to safe sanitation. In Brazil, according to the (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE 2019), 16% of households do not have a water supply connection and 34% do not have access to basic sanitation.

In this setting of insalubrity resulting from poor sanitation conditions, we point out the occurrence of deadly parasitic and infectious diseases (Montgomery & Elimelech 2007, Cairncross et al. 2010, Wolf et al. 2019) as the major causes of deaths related to poor housing and urban infrastructure in municipalities.

To avoid such epidemiological issues, studies indicate that broadening health education (Mendonça & Motta 2005) and the attention to institutional and cultural care (Jiménez et al. 2019) are means to reduce fatalities. Other papers state that expanding sanitation policies is the most feasible way to reduce sanitation-related diseases (McMichael 2000, Heller 2009, Mara et al. 2010, Ekane et al. 2016).

Even though the debate on how to reduce the impact of poor sanitation externalities is heated, most papers agree that public agents should design and implement strategic plans that promote the eradication of sanitation-related diseases and fatalities (Prüss et al. 2002). However, if the necessary measures to mitigate the problems caused by the lack of basic sanitation are not taken, the number of deaths from sanitation-related diseases only tends to increase (Gleick et al. 2002, Lewin et al. 2007) and health expenses that could be avoided, such as hospital admissions, appointments and exams, end up occurring (Hutton et al. 2007).

Hence, it becomes clear that housing and sanitation-related issues are massive and a great effort is required to overcome them. However, the potential solutions are uncertain due to the number of actions that must be taken and the ignorance about their effectiveness. Therefore, we will engage in a public policy evaluation process and will test if the Brazilian federal government programs are effective in reducing sanitation-related deaths – thus stimulating responses to more assertive decisions.

The Brazilian federal government implemented several housing and sanitation policies over the years. Some of them directly affect water supply, sewage treatment, solid waste management among others. However, other programs can also affect basic sanitation indirectly, such as the Rental Housing Program (RHP).

The RHP was created in 2001 by the Brazilian Federal Government, managed by the Ministry of Cities and operated by the Federal Savings Bank. Its main objective was to mitigate the housing shortage and improve the living conditions of underhoused households. The properties covered by the RHP should be in urban areas where the basic sanitation necessary for housing either already existed or would be installed.

Several previous studies have sought to link public policies to the reduction of sanitation-related diseases and deaths; however, due to the methodol-

ogy employed, endogeneity problems might occur and produce statistically biased results. Moreover, evaluation studies linking health and sanitation to the Rental Housing Program are virtually nonexistent, which demonstrates the contribution that this paper brings to the literature.

Given this justification, this paper seeks to verify if RHP can reduce deaths from sanitation-related diseases and to elucidate the divergences involving the implementation of the program as well as its efficiency. Seeking to attain these objectives and to innovate in this field of study, this paper brought two major contributions.

First, we treat our analyses in order to avoid endogeneity issues, which allows us to elucidate the efficiency of the program through a causal analysis. To do so, we use a fuzzy regression discontinuity design (RDD) model. This method corroborates the strategy of our research due to the existence of a cutoff point in the municipality's adherence criterion to the program in a probabilistic way – thus, we can compare specific groups that are close to this cutoff point, that is, municipalities that share similar characteristics but some are eligible to the program and some are not. In addition to using a fuzzy RDD model, we also check the robustness of our statistical model through the performance of complementary statistical tests.

The second contribution is the evaluation of the impact of RHP on deaths from sanitation-related diseases, a subject that has not been previously explored from the perspective of public policy evaluation.

After performing both main and auxiliary regressions, we verified that RHP has an indirect effect of up to 11% on the reduction of deaths from sanitation-related diseases which can be assigned to the improvements in basic sanitation infrastructure experienced by the municipalities covered by the program. We also point out that the effect persists for years after the implementation of the program.

To explore these results and other contributions, this paper is divided into five parts in addition to this introduction: in section 2, we explore the general aspects of the RHP; section 3 shows the data used in the estimations; section 4 brings the empirical strategy, that is, the regression discontinuity design model as well as all the robustness tests; and, finally, section 5 contains the results and the final considerations.

## **2 The Rental Housing Program – RHP**

Brazilian housing policy, following what is done in most developing countries, seeks to minimize the ailments resulting from the imbalance around the lack of housing for the poorest sections of society.

Brazil has invested in housing policies since 1946, first through the Fundação da Casa Popular (Brazilian Social Housing Foundation) and, more recently, through the Programa Minha Casa Minha Vida (My House, My Life program). The main differences between the programs are related to form of acquisition and target. The actions implemented by the government and their effects toward the housing issue have always been the object of a constant debate among specialists. Some housing policy proposals such as the Brazilian Social Housing Foundation in 1946, the Brazilian National Housing Bank and the National Housing System in 1964, the Urbanized Areas Funding Program (PROFILURB), the Funding Program for Building, Completing or Improving

Social Housing Units (FICAM) and the Program for the Eradication of Underhousing (PROMORAR) – all in force in the 1970s – were implemented with the purpose of meeting the housing needs of the poor. Neither the 1980s nor the 1990s were significant in terms of housing policies, worsening the already existing shortage (Nishimura et al. 2018). Given the numerous programs implemented in Brazil, it becomes clear that many of the actions were not effective – the housing shortage remains and the adjacent effects that could have been attained had the shortage been overcome, such as jobs and income multipliers, are still out of reach. However, a thorough statistical evaluation of the outcomes and impacts of such policies has rarely been carried out.

Concerned about the housing shortage and its consequences, the Brazilian Federal Government created, in 2001, the Rental Housing Program (RHP). According to the (Ministério das Cidades - MC 2018), the objectives of the program included: promoting housing supply and the improvement of existing properties, promoting the improvement of the quality of life of the households covered by the program, intervening in areas targeted by master plans, creating direct and indirect jobs, using idle public properties located in areas of housing interest, and considering the needs of the elderly and the physically disabled.

The program has the prerogative to assist households with monthly income of up to 1,800 Brazilian reals and, if the family's major income provider exerts public security activities, this limit extends to 2,400 Brazilian reals. It is worth mentioning that the program is implemented in municipalities whose population is over 100,000 inhabitants, where housing issues tend to occur more intensely.

Over time, RHP underwent several changes and re-editions according to the economic scenario. Its control was transferred to the Ministry of Cities, but the Federal Savings Bank remained in charge of its execution. In addition to these bodies, the states, the Federal District and the municipalities are also involved in identifying the locations for the implementation of the projects; indicating the households that will benefit from the program; promoting actions that facilitate and reduce the costs of project implementation such as cutting taxes, contributions and fees; providing financial resources, goods or services that are economically measurable and necessary to carry out the works and services of the enterprise. Construction and real estate management companies are also involved, executing technical and operational activities of construction and management of real estate and condominium rental agreements (Ministério das Cidades - MC 2018).

In order for tenants to have access to the resources, the Ministry of Cities presents the following process: the proposal of acquisition and execution of the project is presented to the Federal Savings Bank by the construction company; the company and the project are submitted to technical and risk analyses; a legal analysis of the property seller, the construction company, and the regularity and legality of the project documentation is carried out; the final eligibility aspect of the proposal must respect the budget of the Rental Housing Fund (RHF) for the program, per federation unit; the release of funds is made in monthly installments credited to the construction company's current account subject to compliance with the physical and financial schedule of the project; the local government identifies the households that will benefit from the program; upon project completion, the units are leased to households that meet the requirements of the program; the Federal Savings Bank selects the

tenants through analysis of records, the calculation of gross household income and the income margin that is available to commit to the lease expenses.

It is noteworthy that, to be eligible to build properties via RHP, the municipality should meet the basic urban infrastructure criterion, that is, the new housing units should be connected to the water supply, wastewater treatment and electricity supply systems as well as to other public urban benefits and services (Bonates 2008).

The program is operated with resources from the Rental Housing Fund (RHF), created exclusively for the RHP and composed of onerous resources from the Length-of-Service Guarantee Fund (FGTS) and non-onerous resources from the FAS, FINSOCIAL, FDS and PROTECH funds and the rentability of the available RHF resources (Ministério das Cidades - MC 2018).

The program adopts the modality of leasing, that is, according to Brito (2009), the property is part of the RHF and remains as fiduciary property of the Federal Savings Bank, which is the main financing agent of the public policy, fund manager and representative of the lessor until the housing units are repaid. The leasing mechanism favors potential lawsuits in case of default. Also, the lessee has 15 years to decide on the acquisition of the property.

In order to assess the impact of RHP on social variables, (Nishimura et al. 2018) verified the positive impact of the program on the construction labor market using a regression discontinuity design model, demonstrating the efficiency of the program in having a multiplier effect on wages and jobs in the construction market. In another study, (Nishimura 2020) verified that RHP reduced infant mortality also through a regression-discontinuity analysis. The paper also observed that improvements in housing and sanitation increase the chances of survival of newborns and children under the age of 2.

In this way, the present work seeks to confirm and advance the answers regarding the benefits of RHP, now related to health issues, and assuming that through improvements in health infrastructure, we would avoid deaths in society.

### **3 Data**

The data on deaths from sanitation-related diseases were collected from the database of the IT Department of the Brazilian Unified Health System (DATA-SUS) for the 5,570 Brazilian municipalities in the 2000-2004 period. We chose this period because it was when the program spent the most in its early years.

In the 2010 International Classification of Diseases (ICD-10), there is no code that directly represents deaths from sanitation-related diseases. Therefore, to compose the endogenous variable, we followed (Teixeira et al. 2014)<sup>1</sup>.

In Table 1, we can observe that, in terms of sanitation-related deaths, the control group average is higher than the treatment group average in the 2000-2004 period. The control group is composed of municipalities that were not contemplated by RHP and the treated are the municipalities where the program was implemented. Such difference is of 1.1%, what shows that sanitation-related deaths occur more frequently in municipalities that do not benefit from the program. Another relevant statistical factor is the fact that there is a difference in means between the groups and its covariates, demonstrating

---

<sup>1</sup>The ID-10 codes used in this work are in the Annex.

that there is a need for a method that considers a consistent counterfactual to verify the causal effect.

**Table 1:** Descriptive Statistics

Variável	Controle			Tratado			Diferença	
	N. Obs.	(Média)	(D. P.)	N. Obs.	(Média)	(D. P.)	(Diff)	(D. P.)
Ln Deaths	286	0.202	0.004	598	0.191	0.003	0.011**	0.005
Amb. Costs	289	3,039	329	603	1,595	144	1,443***	308
Hosp. Costs	289	2,120	456	603	2,619	3,589	-498	6,071
Wages	289	4,120	554	603	5,660	683	1,540	1,060

Source: The author, 2019.

In addition to the variable “sanitation-related deaths”, we also used covariates regarding public expenditure on health: ambulatory costs, hospital costs and wages of civil servants in the health sector. These control variables were inserted in our model following (Teixeira et al. 2014, Mendonça & Motta 2005, Zucchi et al. 2000), which state that public expenditure on health has a sharp influence on sanitation-related deaths in various age groups.

Figure 1 shows the behavior of the variables considered in our model. We can observe in quadrants (a) and (b) that the variables “hospital costs” and “ambulatory costs” behave similarly before and after the implementation of RHP (intervention); also, municipalities not covered by the program (control) spend more than the covered municipalities (treated), which can be seen in both variables. From quadrant (c), we see that public expenses with wages of civil servants in the health sector increased.

The fact that some variables present opposite behaviors and sharp observable magnitudes may affect the outcomes of the program and will be verified through specific tests for such variables.

Finally, quadrant (d) shows sanitation-related deaths, whose behavior was stable in both treated and control groups. Hence, we seek to isolate the other existing statistical effects and check if RHP was really able to reduce sanitation-related deaths.

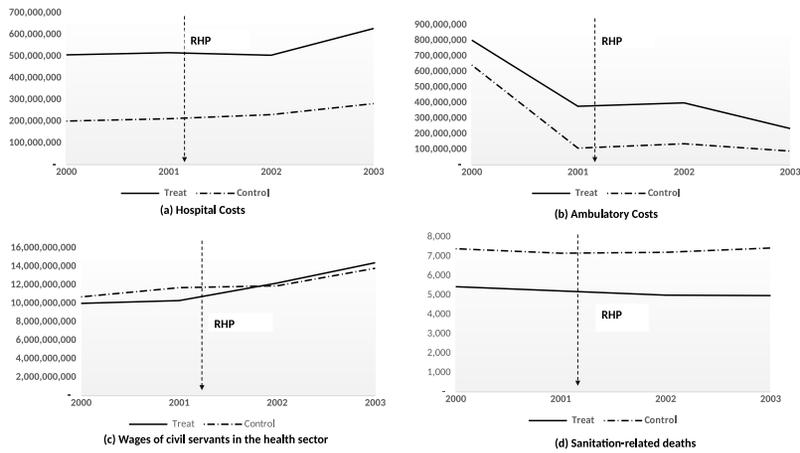
Furthermore, in addition to the theoretical framework that justifies the choice of the variables, we also consider the purpose of attaining a greater accuracy in the estimation and ensure more robust results following (Imbens & Lemieux 2008). All variables were collected from the Institute of Applied Economic Research (IPEA) and from the IT Department of the Unified Health System (DATASUS), for the years 2000 to 2004.

The Residential Housing Program is the responsibility of the Ministry of Cities and Caixa Econômica Federal, and in this work, the RHP was considered in this study as a dummy that takes value 1 if the municipality benefits from the program and 0 otherwise. The data and statistical information on the RHP were collected from the Caixa Econômica Federal website.

Figure 2 shows the spatial distribution and the number of municipalities covered by the RHP. We notice a concentration of the program in eastern Brazilian states such as Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, São Paulo, Rio de Janeiro, Paraná, and Rio Grande do Sul. In 2001, 340 municipalities were covered by the program.

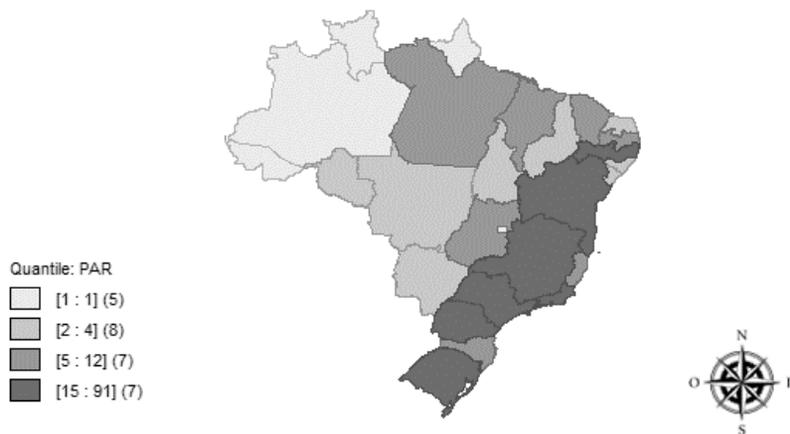
Table 2 presents the number of municipalities covered by RHP in each Brazilian state, with the total number of municipalities covered in 2001 (the first year of our analysis) being 340. We point out São Paulo (91 municipal-

**Figure 1:** Dependent variable (d) and the model covariates (a), (b) and (c).



Note: Elaborated by the author, 2019.

**Figure 2:** Number of municipalities covered by the RHP.



Note: Adapted from the data in Nishimura et al., 2018.

ities), Minas Gerais (37), Rio Grande do Sul (35), Paraná (31), Rio de Janeiro (30) and Bahia (17). Together, these municipalities stand for 71% of the municipalities of the program.

**Table 2:** Municipalities Contemplated by RHP

STATE	Municipalities with RHP	% in relation to the total number of UF municipalities
AC	1	4.54
AL	2	1.87
AM	1	1.53
AP	1	5.88
BA	17	3.95
CE	6	3.09
DF	1	100
ES	9	10.84
GO	12	4.83
MA	8	3.59
MG	37	4.25
MS	2	247
MT	4	2.7
PA	6	4.16
PB	5	2.17
PE	15	7.69
PI	2	0.86
PR	31	7.56
RJ	30	30
RN	4	2.31
RO	3	5.55
RR	1	6.66
RS	35	6.81
SC	11	3.66
SE	2	2.63
SP	91	13.8
TO	2	1.4

Note: Data from the Caixa Econômica Federal, Bonates (2008) and Nishimura et al. (2018).

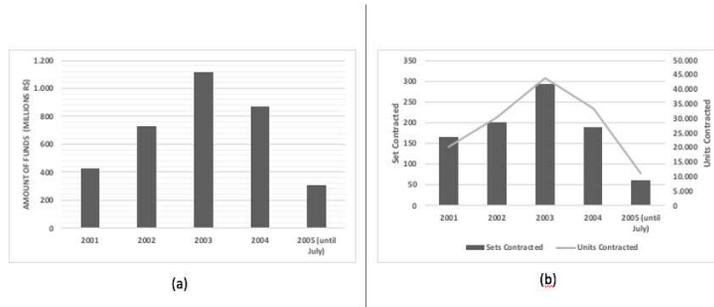
Figure 3(a) shows the amount of funds allocated to the municipalities for the execution of the program, with 3.5 billion reais having been invested in the 2001-2005 period. We also observe that, in 2003, funds reached their maximum availability (around 1.113 billion reais).

In Figure 3(b), we observe that the program covered 139,109 housing units in the 2001-2005 period, reaching its maximum in 2003.

Table 3 shows the number of units funded by the RHP per Brazilian region. We observe that the Southeast and Northeast Regions are the ones that most benefit from the program. It is worth noting that the Northeast Region, despite having fewer municipalities in the treated group when compared with the South Region, has more units covered.

Hence, seeking a causal relationship between the RHP and sanitation-related deaths, we used the data and employed the empirical strategy demonstrated in the following section.

**Figure 3:** (a) Amount of funds allocated to the RHP and (b) Units contracted in Brazil.



Note: Data from the Caixa Econômica Federal, Bonates (2008) and Nishimura et al. (2018).

**Table 3:** Number of Units Financed by RHP per Brazilian region. (R\$ Billion)

Years	Southeast	Northeast	South	Midwest	North	Total
2001	11,280	5,151	2,398	864	622	20,315
2002	16,739	6,297	3,892	1,677	1,656	30,261
2003	20,562	12,049	7,093	3,547	576	43,827
2004	13,177	10,274	5,068	4,247	790	33,556
<b>Total</b>	<b>61,758</b>	<b>33,771</b>	<b>18,451</b>	<b>10,335</b>	<b>3,644</b>	<b>127,959</b>

Note: Data from the Caixa Econômica Federal, Bonates (2008) and Nishimura et al. (2018).

## 4 Empirical Strategy

### 4.1 Regression Discontinuity Design

One of the difficulties in analyzing the causal relationship between variables lies in isolating the statistical effects of other omitted variables, that is, the endogeneity in the model causes the estimators to be biased and the pursuit of internal validity in a quasi-experiment becomes arduous statistically.

In order to attain internal validity, we use a fuzzy regression discontinuity design (RDD) model in this study (Angrist & Pischke 2008, Fujiwara 2015, Smith 2016).

We chose this model primarily because of the existence of an exogenous cutoff point represented by the RHP criterion of considering eligible only municipalities with more than 100,000 inhabitants. Hence, it is possible that municipalities just below the cutoff point are very similar to those just above the point, with the only difference between them being the coverage by the RHP. Thus, we have:

$$W_i \neq Z_i = 1\{X_i \geq c\} \tag{1}$$

Where all the values of  $X_i$  greater than or equal to  $c$  (cutoff) are in the treated group and values below  $c$  are in the control group. The second important feature of our problem that made us choose the fuzzy RDD was the option of municipal managers to join the program or not. We observe this situation in Equation 1, where  $X_i \neq Z_i$ . This absence of obligation to adhere causes a probabilistic jump to occur before and after the cutoff point in the functions that would not occur were the policy or program mandatory. Hence, a fuzzy design is suitable when there is imperfect compliance and is defined as:

$$\lim_{X \downarrow c} Pr[T_i = 1 | X_i = x] \neq \lim_{X \uparrow c} Pr[T_i = 1 | X_i = x] \quad (2)$$

After considering the design of the model, we analyze the local effect through the following estimator:

$$\tau_{RDDFuzzy} = \frac{\lim_{X \downarrow c} E[Y | X = x] - \lim_{X \uparrow c} E[Y | X = x]}{\lim_{X \downarrow c} E[W | X = x] - \lim_{X \uparrow c} E[W | X = x]} \quad (3)$$

Thus,

$$\tau_{RDDFuzzy} = E[Y_i(1) - Y_i(0) | complier, X_i = c] \quad (4)$$

After the regression design is determined, we will verify the statistical consistency of our data in the presence of manipulation issues close to the cutoff point.

## 4.2 Manipulation Testing Extracted from Nishimura et al. (2018).

Before applying the empirical strategy, we must analyze the criterion imposed by the program, where municipalities must have more than 100,000 inhabitants in order to be eligible. This numerical imposition creates room for discussion on the issue of counting the population of municipalities, which has also been addressed by (Monasterio 2013). Municipality managers interested in benefiting from RHP may attempt to manipulate population information in order to be covered by the program. To test this hypothesis, we used the strategy presented in (Calonico et al. 2017) (CJM hereafter) named Manipulation Test and based, on the density of the discontinuity. According to CJM, to implement a manipulation test the researcher should estimate the density of units near the cutoff point and carry out a hypothesis test on the density of the discontinuity.

According to CJM <sup>2</sup>, we assume that  $X_1, X_2, \dots, X_n$  is a random sample of size  $n$  of the random variable  $X$  with cumulative distribution function (cdf) and probability density function (pdf) given by  $F(x)$  and  $f(x)$ , respectively. The random variable  $X_i$  stands for the score, index or variable of analysis of unit  $i$  in the sample. Each unit is assigned to the control or treatment, depending on the index  $x$ . In this case, the assignment of control or treatment is given by:

$$\begin{aligned} \text{Unit } i \text{ assigned to the control group if } X_i < \bar{x} \\ \text{Unit } i \text{ assigned to the treatment group if } X_i \geq \bar{x}. \end{aligned}$$

<sup>2</sup>Formal test according to (Calonico et al. 2017).

Where the cutoff point  $\bar{x}$  is known and we have listed enough observations for each group. A manipulation test in this context is a hypothesis test on the continuity of the density  $f(\cdot)$  in the cutoff point  $x$ . Formally, we are interested in the following problem:

$$H_0 : \lim_{x \uparrow \bar{x}} f(x) = \lim_{x \downarrow \bar{x}} f(x) \quad vs \quad H_1 : \lim_{x \uparrow \bar{x}} f(x) \neq \lim_{x \downarrow \bar{x}} f(x) \quad (5)$$

To construct a statistic for this hypothesis test, we follow CJM and estimate density  $f(\cdot)$  using a local polynomial density estimator based on the cdf of the observed sample. This estimator has many interesting properties, including the fact that it does not require data pre-binning, besides enabling the incorporation of constraints to the cdf, higher order derivatives of the density, leading to new manipulation tests with more powerful properties.

The class of statistics of the manipulation test implemented here can be expressed as follows:

$$T_p(h) = \frac{\hat{f}_{p^+}(h) - \hat{f}_{p^-}(h)}{\hat{V}_p(h)}, \quad \hat{V}_p^2 = \hat{K}[\hat{f}_{p^+}(h) - \hat{f}_{p^-}(h)] \quad (6)$$

Where  $T_p(h) \sim N(0, 1)$  means under proper assumptions and  $V[\cdot]$  is some consistent estimator of the amount of population  $V[\cdot]$ . The parameter  $h$  is the bandwidth used to locate the procedures of estimation and inference near the cutoff point  $\bar{x}$ . The statistics may be constructed in several different ways, in particular, given a choice of bandwidth. Two main ingredients are used to construct the  $t_p(h)$  test statistic considering: i) the local polynomial density estimators  $f(h)$  and ii) the standard error corresponding to the estimator  $p^+, p^-, p\hat{V}_p(h)$

These estimators also depend on the choice of the polynomial order  $p$ , the choice of the kernel function  $K(\cdot)$  and the constraints imposed on the model, among other possibilities. The expressions of the standard errors  $\hat{V}_p(h)$  can be based on an asymptotic plug-in or a jackknife approach, and its specific form will depend on additional constraints.

A key element is, naturally, the choice of the bandwidth  $h$ , which determines which observations near the cutoff point  $\bar{x}$  will be used for estimation and inference. This choice may be specified by the user or estimated using the available data. The estimation allows, when possible, different bandwidth options on each side of the cutoff point  $\bar{x}$ . A bandwidth common to both sides of the cutoff point is always possible.

### 4.3 Heterogeneous Responses and Robustness Tests

To ensure the statistical significance of our estimators, we performed heterogeneous response tests and robustness tests. The first heterogeneous response test was estimated considering specific groupings to confirm the main result of this paper, using a sample composed of municipalities whose sanitation infrastructure was changed.

For the robustness test, we analyzed the effect of the program prior to its beginning, that is, in the year 2000. In another moment, we tested using false cutoff points of 95,000 and 105,000 inhabitants. We also tested how the dependent variable behaves when covariates are included in the model. Thus,

the robustness listed so far will only have statistical validity if their results are not of statistical significance.

Finally, we performed two more tests where we change the kernel function of the estimations (Uniform and Epanechnikov) and, as a result, we expect that the statistical significance is preserved and follow the same effect of the result found in Table 4.

## 5 Analysis of The Results

This paper analyzes the effect that RHP has on deaths from sanitation-related diseases. To perform such an analysis, we first verify whether manipulation of the cutoff occurs because, if it does, our strategy should be reviewed, and further methodological care should be considered. In Table 4, we observe that the results of this tests were not statistically significant (Manipulation Test  $p > |t| = 0.9519$ ) and, therefore, we cannot reject the hypothesis that there was no cutoff manipulation, that is, we are allowed to maintain our empirical strategy and complete our results in statistical terms.

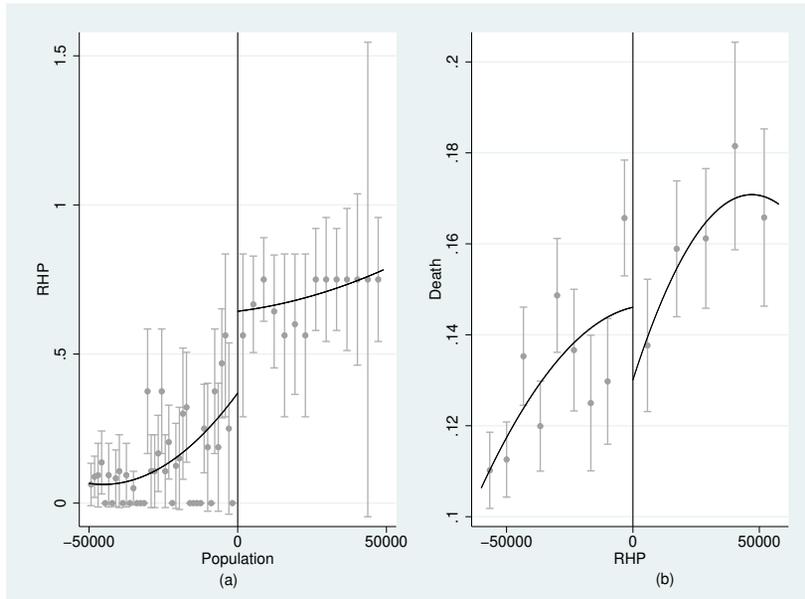
Another key point of our empirical strategy is to check the existence of any discontinuity in our cutoff; for this, Figure 4(a) illustrates the answer to this situation. It is noteworthy that there is a discontinuity exactly in the cutoff, indicating a sudden change between the treated and non-treated municipalities, that is, there is a probabilistic jump between the ones above and below the cutoff point. Thus, there is evidence that the RHP affects observations close to the cutoff. Figure 4(b) also displays a probabilistic jump in the cut-off point that shows that municipalities close to the point, especially the ones above it, experienced a decrease in sanitation-related deaths and are mainly influenced by RHP, since the other characteristics are the same as those of the municipalities below the cutoff.

From the initial effect detected in Figure 4, we move to Table 4, which shows the regressions that confirm the statistically significant negative effect of the program on deaths from sanitation-related diseases. Columns 1 and 2 present the regressions considering a linear specification with different bandwidths. In columns 5 and 6, the specifications were quadratic, and the bandwidths were also different. It is worth noting that, in Table 4, we did not use controls, which will be approached later. Thus, the results indicated that there is a reduction in sanitation-related mortality in municipalities that benefit from the RHP, and the magnitude of this effect can reach up to 3.6%-4.3% at the beginning of the program, albeit not statistically significant – which is usual in health-related variables since they need a maturation time for the effect of the program to occur. However, when values for up to two years after the implementation of the program are considered, the intensity of the reduction of deaths range from 6.7% to 8.8% and are statistically significant, showing that the program is efficient in its indirect effects.

Table 5 has the same structural characteristics as Table 4; however, we changed the specification of the model by including the controls. As a result, columns 1, 2, 4 and 5 confirm that there is also a statistically significant reduction of 5.6% to 11% in up to two years after the implementation of the program.

Hence, the results converge to the existence of the construction of quality housing units via RHP, exerting an impact on the reduction of sanitation-

**Figure 4:** Discontinuity: Program (a) and Deaths from Sanitation-related diseases (b).



Note: The author, 2019.

**Table 4:** Effect of the RHP on deaths from sanitation-related diseases – without controls

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$RHP_t$	-0.036 (0.034)	-0.037 (0.028)	-0.011 (0.036)	-0.043 (0.038)	-0.045 (0.037)	-0.016 (0.043)
$RHP_{t+1}$	-0.078** (0.036)	-0.075** (0.037)	-	-0.086** (0.043)	-0.088* (0.047)	-
$RHP_{t \geq 2}$	-0.067** (0.027)	-0.067** (0.032)	-	-0.072** (0.034)	-0.077** (0.037)	-
Specification	Linear	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Quad.
Bandwidth	msecomb2	msetwo	Msetwo	msecomb2	msetwo	msetwo
Manip. Test $p >  t $	0.9519					
N. Obs.	1,135	1,135	2,663	2,673	2,673	2,663

Note: Dependent variable: Ln Sanitation-related deaths. All specifications use a triangular kernel function. RHP estimates the discontinuity in municipalities right above the cutoff point (100,000 inhabitants). Robust standard errors are in parentheses. \*\*\* =  $p < 0.01$ , \*\* =  $p < 0.05$ , and \* =  $p < 0.1$ .

**Table 5:** Effect of the RHP on deaths from sanitation-related diseases – with controls.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$RHP_t$	-0.034 (0.030)	-0.037 (0.034)	-0.008 (0.036)	-0.039 (0.042)	-0.019 (0.045)	-0.004 (0.064)
$RHP_{t+1}$	-0.095** (0.04)	-0.091** (0.047)	-	-0.103** (0.046)	-0.110** (0.054)	-
$RHP_{t \geq 2}$	-0.062* (0.034)	-0.056* (0.032)	-	-0.081** (0.036)	-0.082** (0.041)	-
Specification	Linear	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Quad.
Bandwidth	msecomb2	msetwo	Msetwo	msecomb2	msetwo	msetwo
Manip. Test $p >  t $	0.9519					
N. Obs.	1,135	1,135	2,663	2,673	2,673	2,663

Note: Dependent variable: Ln Sanitation-related deaths. All specifications use a triangular kernel function. RHP estimates the discontinuity in municipalities right above the cutoff point (100,000 inhabitants). Robust standard errors are in parentheses. \*\*\* =  $p < 0.01$ , \*\* =  $p < 0.05$ , and \* =  $p < 0.1$ .

related deaths. This shows that the execution of such policy is effective, since the mandatory nature of improvements in urban infrastructure associated with the renovation or construction of housing through RHP improves the quality of life and the health status of the inhabitants of municipalities covered by the program.

Table 6 displays the heterogenous response results. We observe through the regressions that the program was able to reduce deaths from sanitation-related diseases due to the mandatory complement that it promotes, namely, the improvement in basic sanitation infrastructure, which can be observed through the regressions. This ensures that locations covered by the program have their structural conditions improved, which ends up affecting the number of deaths from sanitation-related diseases.

Now, we should check the robustness of our model to guarantee that our results are statistically unbiased and that our empirical strategy is correct.

Returning to Tables 4 and 5, we observe in columns 3 and 6 that the results were not statistically significant, what was expected given that those results come from effects in years prior to the beginning of the program and guarantees that potential previous factors do not affect the results we found. Still in Tables 4 and 5, it is possible to confirm that, even changing the specification and the bandwidth, the results keep indicating an effect of reduction of deaths.

The next Table to be analyzed is Table 7, which displays the results of the regression when we consider different cutoff points. The cutoff specified in the program is of 100,000 inhabitants; in these regressions, we changed it to two different false cutoffs (105,000 and 95,000) and expected that the results would not be statistically significant. Indeed, we observe in the Table that for neither of the false cutoffs the results were significant.

Table 8 checks if the covariates included in our model have any statistical impact in it, what should be refuted. As a result, we observe that no statistically significant relationship was found for the covariates (public expenditure

**Table 6:** Effect of the RHP on sanitation infrastructure.

	(1)	(2)	(3)	(4)
$RHP_t$	0.642* (0.346)	0.719** (0.370)	0.880** (0.425)	0.934** (0.431)
$RHP_{t+1}$	0.821** (0.402)	0.824** (0.418)	0.969** (0.472)	1.014* (0.509)
$RHP_{t \geq +2}$	0.667* (0.370)	0.646* (0.372)	0.655* (0.371)	0.526** (0.258)
Specification	Linear	Linear	Quad	Quad
Bandwidth	msecomb2	Msetwo	msecomb2	msetwo
Controls	Sim	Sim	Sim	Sim
N. Obs.	4,793	4,965	4,775	4,947

Note: Dependent variable: Ln sanitation infrastructure. All specifications use a triangular kernel function. RHP estimates the discontinuity in municipalities right above the cutoff point (100,000 inhabitants). Robust standard errors are in parentheses. \*\*\* =  $p < 0.01$ , \*\* =  $p < 0.05$ , and \* =  $p < 0.1$ .

**Table 7:** Robustness Test: Effect of the RHP on deaths from sanitation-related diseases – with changes in the cut-off point.

	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Panel A: Cutoff change to 105,000 inhabitants</b>				
$RHP_t$	-0.076 (0.095)	-0.042 (0.088)	-0.052 (0.065)	-0.052 (0.065)
$RHP_{t+1}$	-0.061 (0.042)	-0.058 (0.042)	-0.047 (0.051)	-0.047 (0.051)
$RHP_{t \geq +2}$	-0.026 (0.029)	-0.035 (0.026)	0.006 (0.040)	0.009 (0.039)
<b>Panel B: Cutoff change to 95,000 inhabitants</b>				
$RHP_t$	-0.105 (0.271)	-0.098 (0.280)	-0.173 (0.181)	-0.153 (0.196)
$RHP_{t+1}$	-0.188 (0.159)	-0.206 (0.171)	-0.342 (1.063)	-0.423 (1.078)
$RHP_{t \geq +2}$	-0.147 (0.105)	-0.126 (0.110)	-0.048 (0.461)	-0.047 (0.459)
Specification	Linear	Linear	Quad	Quad
Bandwidth	msecomb2	Msetwo	msecomb2	msetwo
Controls	Sim	Sim	Sim	Sim

Note: Dependent variable: Ln Sanitation-related deaths. All specifications use a triangular kernel function. Robust standard errors are in parentheses. \*\*\* =  $p < 0.01$ , \*\* =  $p < 0.05$ , and \* =  $p < 0.1$ .

on ambulatory costs, hospital costs, and wages of civil servants in the health sector).

**Table 8:** Robustness Test: Effect of the RHP on deaths from sanitation-related diseases – with covariates.

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Ambulatory Costs</i>	0.00012 (0.00027)	0.00011 (0.00027)	0.00018 (0.00025)	0.00018 (0.00025)
<i>Hospital Costs</i>	-415.57 (389)	-412.41 (389)	-216.67 (614.57)	-165.64 (600.44)
<i>Civil Servant Wages</i>	-5,900 (3,600)	-6,000 (3,600)	-8,700 (5,400)	-3,900 (3,000)
Specification	Linear	Linear	Quad	Quad
Bandwidth	msecomb2	Msetwo	msecomb2	msetwo
Controls	Sim	Sim	Sim	Sim

Note: Ambulatory Costs, Hospital Costs and Civil Servant Wages. All specifications use a triangular kernel function. RHP estimates the discontinuity in municipalities right above the cutoff point (100,000 inhabitants). Robust standard errors are in parentheses. \*\*\* =  $p < 0.01$ , \*\* =  $p < 0.05$ , and \* =  $p < 0.1$ .

To complete our robustness tests, we changed the kernel function of our estimations from Triangular to Epanechnikov (Table 9) and Uniform (Table 10). In Table 9, the effects were the same as the ones found in Table 4, which was expected, diagnosing that the model and its results are robust to changes in the kernel function.

**Table 9:** Robustness Test: Effect of the RHP on deaths from sanitation-related diseases – changing the kernel function from Triangular to Epanechnikov.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$RHP_t$	-0.032 (0.032)	-0.043 (0.033)	-0.011 (0.031)	-0.056 (0.042)	-0.048 (0.048)	0.014 (0.060)
$RHP_{t+1}$	-0.095** (0.041)	-0.095** (0.047)	-	-0.093** (0.042)	-0.097** (0.051)	-
$RHP_{t \geq +2}$	-0.066** (0.034)	-0.063* (0.037)	-	-0.076** (0.033)	-0.087** (0.036)	-
Specification	Linear	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Quad.
Bandwidth	msecomb2	msetwo	Msetwo	msecomb2	msetwo	msetwo
Controls	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
N. Obs.	1,135	1,135	2,663	2,673	2,673	2,663

Note: Dependent variable: Ln Sanitation-related deaths. All specifications use a Epanechnikov kernel function. RHP estimates the discontinuity in municipalities right above the cutoff point (100,000 inhabitants). Robust standard errors are in parentheses. \*\*\* =  $p < 0.01$ , \*\* =  $p < 0.05$ , and \* =  $p < 0.1$ .

Table 10 shows the results with the kernel function changed from Triangular to Uniform. The results remained statistically significant and show that

RHP does reduce the number of deaths from sanitation-related diseases.

**Table 10:** Robustness Test: Effect of the RHP on deaths from sanitation-related diseases – changing the kernel function from Triangular to Uniform.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$RHP_t$	-0.004 (0.029)	-0.054 (0.036)	-0.014 (0.040)	-0.068 (0.048)	-0.075 (0.048)	-0.010 (0.043)
$RHP_{t+1}$	-0.088** (0.046)	-0.088** (0.046)	-	-0.073* (0.047)	-0.079* (0.045)	-
$RHP_{t \geq +2}$	-0.087*** (0.028)	-0.072*** (0.028)	-	-0.064** (0.033)	-0.060* (0.033)	-
Specification	Linear	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Quad.
Bandwidth	msecomb2	msetwo	Msetwo	msecomb2	msetwo	msetwo
Controls	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
N. Obs.	1,135	1,135	2,663	2,673	2,673	2,663

Note: Dependent variable: Ln Sanitation-related deaths. All specifications use a Uniform kernel function. RHP estimates the discontinuity in municipalities right above the cutoff point (100.000 inhabitants). Robust standard errors are in parentheses. \*\*\* =  $p < 0.01$ , \*\* =  $p < 0.05$ , and \* =  $p < 0.1$ .

In short, the results indicate a reduction in the number of deaths from sanitation-related diseases in the treated municipalities, that is, municipalities that benefit from the Rental Housing Program. They also indicate that this reduction persists over time.

We also verified that improvements in housing units in the municipalities covered by the RHP are accompanied by improvements in sanitation infrastructure, which extrapolates the major objectives of the program (related to mitigating the housing shortage) and shows that it is extremely effective in reducing the occurrence of diseases related to poor housing and sanitation conditions and poverty.

It is also important to reinforce the idea that, with the reduction of health issues related to sanitation, we also reduce the economic costs of treatments in hospitals and health institutions (costs with hospital admissions, tests and appointments), enabling an optimal resource allocation in situations and places with more urgent needs. This question has also been discussed by (Santiago 2018), (Araujo et al. 2013) and (Lavinias 2007).

Hence, verifying that the social impact of a public policy is broad and positive generates incentives for its expansion and consolidation in other regions.

## 6 Final Considerations

This paper analyzed the effect of the Brazilian Rental Housing Program (RHP) on the number of deaths from sanitation-related diseases. The global scenario shows us that poor housing conditions and housing shortage promote a radical deterioration of living conditions. An insalubrious environment is a *sine qua non* for generating diseases that become epidemics.

Given this pandemic condition, the federal government must be the actor in charge of controlling and managing the quality of life of its popula-

tion, proposing and executing actions and programs that improve living conditions.

In some situations, the programs may have outcomes broader than those specified in their objectives. That was the case of the RHP, where we observed a reduction in the number of deaths from sanitation-related diseases, given that, besides the housing policy itself, it also improved basic sanitation infrastructure in the covered regions.

It is worth mentioning that the effect of the RHP occurs in a time horizon, which is evident when we observe that a statistically significant reduction of 11% in the number of deaths from sanitation-related diseases only occurs one year after the implementation of the program, since construction works demand time to be finished after the funds are released.

In statistical terms, we guarantee causality through a regression discontinuity design model and through heterogeneous response and robustness tests discussed in our empirical strategy and applied to the statistics of the study.

We conclude, then, that the RHP does reduce deaths from sanitation-related diseases and must be seen as an effective policy that improves living conditions and makes public management more efficient in terms of prophylactic measures.

## References

- Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2008), *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, Princeton university press.
- Araujo, J. M., Amaral Alves, J. & Nóbrega Besarria, C. (2013), 'O impacto dos gastos sociais sobre os indicadores de desigualdade e pobreza nos estados brasileiros no período de 2004 a 2009', *Revista de Economia Contemporânea* 17(2).
- Bonates, M. F. (2008), 'O Programa de Arrendamento Residencial - PAR: acesso diferenciado à moradia e à cidade', *Risco Revista de Pesquisa em Arquitetura e Urbanismo (Online)* (7), 147–164.
- Cairncross, S., Bartram, J., Cumming, O. & Brocklehurst, C. (2010), 'Hygiene, sanitation, and water: what needs to be done?', *PLoS Med* 7(11), e1000365.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H. & Titiunik, R. (2017), 'rdrobust: Software for regression-discontinuity designs', *The Stata Journal* 17(2), 372–404.
- Ekane, N., Weitz, N., Nykvist, B., Nordqvist, P. & Noel, S. (2016), *Comparative assessment of sanitation and hygiene policies and institutional frameworks in Rwanda, Uganda and Tanzania*, Stockholm Environment Institute.
- Fujiwara, T. (2015), 'Voting technology, political responsiveness, and infant health: evidence from Brazil', *Econometrica* 83(2), 423–464.
- Gleick, P. H. et al. (2002), *Dirty-water: estimated deaths from water-related diseases 2000-2020*, Citeseer.

Heller, L. (2009), 'Water and sanitation policies in Brazil: historical inequalities and institutional change', *Water and Sanitation Services: public policy and management* pp. 321–337.

Hutton, G., Haller, L. & Bartram, J. (2007), 'Global cost-benefit analysis of water supply and sanitation interventions', *Journal of water and health* 5(4), 481–502.

Imbens, G. W. & Lemieux, T. (2008), 'Regression discontinuity designs: A guide to practice', *Journal of econometrics* 142(2), 615–635.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2019), 'Atlas de saneamento'.

**URL:** [www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/atlas\\_saneamento/default\\_zip.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/atlas_saneamento/default_zip.shtm)

Jiménez, A., LeDeunff, H., Giné, R., Sjödin, J., Cronk, R., Murad, S., Takane, M. & Bartram, J. (2019), 'The enabling environment for participation in water and sanitation: A conceptual framework', *Water* 11(2), 308.

Lavinas, L. (2007), 'Gasto social no Brasil: programas de transferência de renda versus investimento social', *Ciência & Saúde Coletiva* 12(6), 1463–1476.

Lewin, S., Norman, R., Nannan, N., Thomas, E. & Bradshaw, D. (2007), 'Estimating the burden of disease attributable to unsafe water and lack of sanitation and hygiene in South Africa in 2000', *South African Medical Journal* 97(8), 755–762.

Mara, D., Lane, J., Scott, B. & Trouba, D. (2010), 'Sanitation and health', *PLoS Med* 7(11), e1000363.

McMichael, A. J. (2000), 'The urban environment and health in a world of increasing globalization: issues for developing countries', *Bulletin of the World Health Organization* 78, 1117–1126.

Mendonça, M. J. C. & Motta, R. S. (2005), 'Saúde e saneamento no Brasil'.

Ministério das Cidades - MC (2018), 'Programa arrendamento residencial'.

**URL:** [www.cidades.gov.br](http://www.cidades.gov.br)

Monasterio, L. (2013), O FPM ea estranha distribuição da população dos pequenos municípios brasileiros, Technical report, Texto para Discussão.

Montgomery, M. A. & Elimelech, M. (2007), 'Water and sanitation in developing countries: including health in the equation'.

Nishimura, F. (2020), 'Efeito da habitação sobre a mortalidade infantil: Evidências de um desenho de regressão descontínua', *Análise Econômica* 38(76).

Nishimura, F., Freitas, C. E. d. & Almeida, R. (2018), 'Impacto do financiamento habitacional sobre o mercado de trabalho na construção civil', *Revista Brasileira de Economia* 72(4), 497–514.

Organização das Nações Unidas - ONU (2019), 'Os 17 objetivos do desenvolvimento sustentável'.

**URL:** <https://www.nacoesunidas.org/>

Prüss, A., Kay, D., Fewtrell, L. & Bartram, J. (2002), 'Estimating the burden of disease from water, sanitation, and hygiene at a global level.', *Environmental health perspectives* **110**(5), 537–542.

Santiago, G. d. R. (2018), Impacto da cobertura de saneamento básico na incidência de doenças e nos gastos com saúde pública no estado do Rio Grande do Norte, B.S. thesis, Universidade Federal do Rio Grande do Norte.

Smith, A. C. (2016), 'Spring forward at your own risk: Daylight saving time and fatal vehicle crashes', *American Economic Journal: Applied Economics* **8**(2), 65–91.

Teixeira, J. C., Oliveira, G. S., Viali, A. M. & Muniz, S. S. (2014), 'Estudo do impacto das deficiências de saneamento básico sobre a saúde pública no Brasil no período de 2001 a 2009', *Engenharia Sanitária e Ambiental* **19**(1), 87–96.

Wolf, J., Johnston, R., Hunter, P. R., Gordon, B., Medlicott, K. & Prüss-Ustün, A. (2019), 'A faecal contamination index for interpreting heterogeneous diarrhoea impacts of water, sanitation and hygiene interventions and overall, regional and country estimates of community sanitation coverage with a focus on low-and middle-income countries', *International journal of hygiene and environmental health* **222**(2), 270–282.

Zucchi, P., Del Nero, C. & Malik, A. M. (2000), 'Gastos em saúde: os fatores que agem na demanda e na oferta dos serviços de saúde', *Saúde e Sociedade* **9**, 127–150.

## Appendix A

**Table A.1:** ANNEX - Description of sanitation-related diseases.

ICD-10	Description
A00	Cholera
A01	Typhoid and paratyphoid fevers
A02	Other salmonella infections
A03	Shigellosis
A04	Other bacterial intestinal infections
A06	Amebiasis
A07	Other protozoal intestinal diseases
A08	Viral and other specified intestinal infections
A09	Infectious gastroenteritis and colitis, unspecified
A27	Leptospirosis
A71	Trachoma
A90	Dengue fever
A91	Dengue hemorrhagic fever
A95	Yellow fever
B15	Acute hepatitis A
B35	Dermatophytosis
B36	Other superficial mycoses
B50	Plasmodium falciparum malaria
B51	Plasmodium vivax malaria
B52	Plasmodium malariae malaria
B53	Other specified malaria
B54	Unspecified malaria
B55	Leishmaniasis
B57	Chagas' disease
B65	Schistosomiasis (bilharziasis)
B68	Taeniasis
B69	Cysticercosis
B71	Other cestode infections
B74	Filariasis
H10	Conjunctivitis

Note: Adapted from Teixeira et al. (2014) and ICD-10.



# EFEITOS DE CURTO E LONGO PRAZO DAS DESPESAS PÚBLICAS E SUAS COMPONENTES SOBRE A RENDA DOS ESTADOS BRASILEIROS NO PERÍODO 1986 – 2013

CRISTIANO DA COSTA DA SILVA \*  
NATANAEL SOARES LEITE †  
FELIPE DE SOUSA BASTOS ‡  
FRANKIELISON MAIA §

## Resumo

O estudo das relações de longo prazo entre os gastos públicos e o nível de renda é fundamental para auxiliar os formadores de políticas públicas na tomada de decisão, sobretudo quando a análise se concentra nas componentes do gasto. Adotou-se como estratégia econométrica a metodologia CS-ARDL-DFE, para os estados brasileiros no período 1986-2013, nos moldes sugeridos por Chudik & Pesaran (2015). Os resultados apontam que as despesas públicas exercem impacto positivo sobre o crescimento econômico de longo prazo, com as despesas de capital e de segurança reportando influência significativamente maior quando confrontadas com as despesas correntes e de infraestrutura, respectivamente.

**Palavras-chave:** despesa pública, crescimento econômico, estados brasileiros.

## Abstract

The study of the long-term relationship between public expenditure and income level is fundamental to assist public policy makers in decision-making, especially when the analysis focuses on the components of spending. The CS-ARDL-DFE methodology was adopted as an econometric strategy, for the Brazilian states in the period 1986-2013, in the framework suggested by Chudik & Pesaran (2015). The results indicate that public expenditures have a positive impact on long-term economic growth, with capital and security spending reporting significantly more influence when faced with current and infrastructure expenses, respectively.

**Keywords:** public expenditure, economic growth, Brazilian states.

**JEL classification:** H50, O40, C01.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea157905>

\* Doutor em Economia – UFC/CAEN e Professor – UERN. E-mail: [cristiano.dacostadasilva@hotmail.com](mailto:cristiano.dacostadasilva@hotmail.com)

† Doutorando em Economia – UFC/CAEN. E-mail: [natanaelsoaresleite@gmail.com](mailto:natanaelsoaresleite@gmail.com)

‡ Doutor em Economia – UFC/CAEN, Professor dos cursos de Economia e Finanças – UFC – Sobral e Pesquisador – IPECE. E-mail: [flpsbastos@gmail.com](mailto:flpsbastos@gmail.com)

§ Graduado – UERN. E-mail: [frankielison\\_maia@hotmail.com](mailto:frankielison_maia@hotmail.com)

## 1 Introdução

Uma vertente da literatura macroeconômica de crescimento endógeno Knel-ler et al. (1999), Connolly & Li (2016) tem recentemente se concentrado em investigar empiricamente o pressuposto de que a estrutura dos gastos públicos afeta o crescimento econômico de longo prazo, a partir do investimento em capital humano e físico. Barro (1990) especifica uma forma funcional para a equação de produção na qual postula-se o gasto público como um fator de produção. O autor indica que os gastos do Estado possuem dois efeitos antagônicos sobre o produto marginal do capital: (i) um efeito negativo causado pelo aumento da taxa de imposto e; (ii) um efeito positivo em decorrência da expansão dos serviços públicos.

A eficiência na aplicação de recursos públicos tem gerado discussões no que se refere a políticas de gestão pública, principalmente no que diz respeito ao papel dos gastos públicos sobre o crescimento econômico. Segundo o IBGE (2012), os municípios brasileiros são responsáveis por apenas 6,5% da arrecadação dos impostos no país. Isso explica suas dependências financeiras em relação à união e aos estados. Dessa forma a gestão pública apresenta-se como um componente fundamental, tendo em vista que as aplicações dos recursos públicos influenciam na produtividade e na qualidade de vida dos estados Piccoli et al. (2017).

Portanto, é importante destacar alguns estudos que contribuem com esse segmento, tais como: Rodrigues & Teixeira (2010), que constroem um estudo comparando os gastos das três esferas de governo (municipal, estadual e federal); Degenhart, Vogt, Schuster, Zonatto & Hein (2016), que desenvolvem uma pesquisa relacionando o crescimento econômico e os gastos públicos dos municípios da região Norte do Brasil; Vogt et al. (2017), que avaliam a relação entre o crescimento econômico e os gastos públicos dos municípios da região Centro-Oeste do Brasil; Degenhart, Vogt & Silva Zonatto (2016), que analisam a influência dos gastos públicos sobre o crescimento econômico dos municípios da Região Sudeste do Brasil; e, Oliveira et al. (2018), que realizam uma avaliação dos gastos públicos e o crescimento econômico nos municípios paranaenses.

Dentro desse conjunto de estudos, há ainda o trabalho de Rocha & Giuberti (2007). Esses autores analisam o impacto de longo prazo das despesas públicas, e suas componentes, sobre o crescimento de longo prazo do produto dos estados brasileiros. Com uma estrutura de dados em painel, os autores reportam um impacto positivo e estatisticamente significativo das despesas com educação, segurança, transporte e comunicação sobre a taxa de crescimento dos estados brasileiros, resultado tradicionalmente observado na literatura empírica que versa sobre o tema.

Tendo em vista que em países/regiões em desenvolvimento há uma escassez de recursos públicos em relação ao investimento necessário para a mudança de patamar da taxa de crescimento de estado estacionário, é necessária a adoção de um arranjo ótimo na composição dos gastos públicos. É importante estimar também qual direção do efeito de longo prazo dos gastos e suas componentes sobre o produto, uma vez que do ponto de vista teórico há, grosso modo, duas visões: a abordagem de natureza keynesiana, a qual considera que os gastos têm repercussão positiva, enquanto a abordagem neoclássica tradicional, por outro lado, pressupõe que a mudança nos gastos se traduziria em aumento dos preços médios, com impacto nulo sobre o produto. Além

disso, é conveniente definir quais componentes dos gastos são mais importantes na determinação do crescimento econômico de longo prazo para auxiliar o formulador de políticas públicas na escolha dos gastos prioritários. Nesse quadro, este trabalho, ao avaliar o papel dos gastos públicos estaduais sobre o crescimento econômico de longo prazo das Unidades da Federação (UFs)<sup>1</sup>, torna-se de fundamental importância.

Para tanto, será analisado o impacto, além das Despesas Totais, das Despesas Correntes, de Capital e dos gastos em variáveis categóricas (Comunicação, Educação, Saúde, Segurança e Transportes) a partir do modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL, no inglês) padrão para dados em painel, bem como o modelo ARDL aumentado por médias *cross-section* (CS-ARDL).

Destaca-se que, diferentemente da abordagem padrão praticada na literatura nacional, a estratégia empírica aqui adotada permite considerar a presença de efeitos dinâmicos, heterogeneidade de curto e longo prazos, e dependência *cross-section*, características comuns na estrutura de dados em painel.

Este estudo está dividido em 5 seções, além desta introdução. A segunda seção expõe a fundamentação teórica, a terceira seção é composta pela metodologia, a quarta seção expõe a análise dos dados, a quinta seção discute os resultados esperados, e, por fim, a sexta seção contém a conclusão.

## 2 Referencial Teórico

Há uma literatura relativamente extensa em que se discute o papel dos déficits governamentais no nível de atividade – seja no curto prazo, via multiplicadores de gastos, ou no longo prazo, basicamente por meio de seu potencial impacto sobre infraestrutura, segurança pública e capital humano. Portanto, nesta seção apresenta-se uma parte do referencial teórico e empírico que fundamenta a escolha do método de pesquisa, a análise dos dados, bem como, sistematiza a literatura relacionada ao papel dos gastos dos governos sobre o crescimento econômico.

Barro (1990) identifica uma relação positiva e significativa entre educação e segurança pública sobre o crescimento econômico municipal. O autor ressalta que essas rubricas potencializam o desenvolvimento municipal, na medida em que a primeira representa um investimento em capital humano, enquanto a segunda garante a promoção ao direito de propriedade da sociedade. Dessa forma, infere-se que os gastos em educação, segurança pública e em infraestrutura estão diretamente relacionados com o crescimento econômico local, na medida em que garantem um ambiente favorável para a alocação de recursos produtivos.

Com uma amostra que compreende 43 países durante um período de 20 anos, Devarajan et al. (1996) determinam quais mecanismos dos gastos públicos poderiam ser considerados produtivos em países em processo de desenvolvimento. Em vez de classificar *a priori* os gastos públicos em produtivos ou improdutivos, os autores deixam os dados mostrarem quais componentes atendem à definição de gasto produtivo.

Seus resultados empíricos mostram que os gastos que normalmente são considerados produtivos podem se tornar improdutivos quando realizados

---

<sup>1</sup> Ao longo deste trabalho, tratam-se Estados e Unidades da Federação de forma indistinta.

em excesso. Este seria o caso dos gastos com capital, transporte, comunicação, saúde e educação. Isso é consequência do fato de os países em desenvolvimento terem concentrado seus gastos em capital em vez de em custeio. Dessa forma, o aumento do investimento público levaria os países desenvolvidos a investirem mais em custeio. Logo, a recomendação de elevar a parcela do investimento público no orçamento para promover o crescimento não seria correta para os países em desenvolvimento.

Nijkamp & Poot (2004) encontram evidências de forte crescimento do PIB associado a maiores gastos com educação e infraestrutura. No entanto, uma falha geral na incorporação da restrição orçamentária do governo em estimativas empíricas anteriores e uma tendência a se concentrar em categorias de gastos específicas enquanto ignora outras limitam a confiabilidade dessas evidências. Já Acosta-Ormaechea & Morozumi (2013) incorporam a restrição orçamentária governamental e observam que apenas gastos com educação têm efeitos positivos sobre o crescimento e que são estatisticamente significantes. Isso acontece especificamente quando um aumento nos gastos com educação é financiado por uma queda nos gastos com saúde ou proteção social.

Para países desenvolvidos e em desenvolvimento, Afonso & Jalles (2014) se concentram em gastos relacionados à segurança social e bem-estar, educação e saúde, encontrando um impacto negativo para o primeiro tipo de gasto governamental e impacto positivo para os dois últimos.

Para 17 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e com abordagem econométrica semelhante à adotada neste trabalho, Gemmell et al. (2015) encontram resultados que fornecem fortes evidências de que a realocação de gastos totais em infraestrutura e educação seria positiva para os níveis de renda de longo prazo. Por outro lado, aumentar a parcela dos gastos com assistência social pode estar associado a, no máximo, níveis modestamente mais baixos do PIB a longo prazo, não encontrando também resposta positiva de longo prazo do produto a mudança nos gastos com defesa.

Adicionalmente, os autores encontram que a forma de financiamento é um importante determinante do efeito do gasto e suas componentes do produto no longo prazo. Em geral, há evidências de efeitos negativos de longo prazo na produção de aumentos financiados via déficit no gasto público total.

D'Agostino et al. (2016) estudam o modo como a interação entre corrupção e despesas do governo – militar e de investimento – impacta o crescimento econômico. A partir de simulações realizadas sobre um modelo de crescimento endógeno estendido, os autores evidenciam a existência de efeitos indiretos da corrupção sobre ambas as componentes de gasto em estudo. O modelo é então estimado para um painel de 106 países, e os resultados apontam para um impacto negativo da interação entre corrupção e despesas governamentais sobre o crescimento econômico. Para as despesas militares em especial, é possível apontar ainda um efeito de complementariedade, no sentido de que o combate à corrupção pode afetar o crescimento econômico de forma positiva adicionalmente ao restringir o impacto negativo das despesas militares.

Devido à possibilidade teórica aberta em modelos de crescimento endógeno de que algumas despesas públicas sejam produtivas no sentido de que afetam positivamente o crescimento econômico, alguns estudos se dedicam a investigar o impacto de gastos com infraestrutura – tais como estradas, transporte e habitação, por exemplo – no crescimento econômico de longo prazo.

Canning & Pedroni (2004) investigam as consequências de longo prazo da provisão de infraestrutura sobre a renda per capita em um painel de países no período 1950-1992. Suas evidências apontam que em geral a infraestrutura induz efeitos de crescimento de longo prazo. Como um todo, os resultados demonstram que os telefones, a capacidade de geração de eletricidade e as estradas pavimentadas são fornecidos perto do nível de maximização de crescimento em média, mas são subofertados em alguns países e ofertados em excesso em outros.

Para países sul-africanos, Fedderke et al. (2006) obtêm resultados a partir de séries de tempo que apontam que o investimento em infraestrutura parece conduzir o crescimento econômico, fazendo-o de forma direta e indireta (ao aumentar a produtividade marginal do capital). Além disso, seus resultados mostram que há fraca evidência de *feedback* do produto para a infraestrutura.

Para a economia brasileira, Mazoni (2005) avalia os impactos da política fiscal sobre o Produto Interno Bruto (PIB) da economia durante o período de 1970-2003. Os resultados revelam que durante o período citado há uma relação negativa de longo prazo entre os gastos em consumo do governo e o produto em si. Contudo, a relação entre o investimento público e o produto se mostra positiva. Com relação ao investimento privado, seu efeito sobre o PIB também é positivo e cerca de 2,6 vezes maior que o apresentado pelos investimentos públicos. Ainda, com o objetivo de determinar se os efeitos de *crowding-in* (complementariedade) ou *crowding-out* (substituição) estão presentes na economia brasileira, a autora analisa a relação entre o investimento privado e o investimento público e entre o investimento privado e os gastos de custeio, com resultados que apontam para a ausência de relação de longo prazo entre o investimento público e privado.

Rocha & Giuberti (2007) desenvolvem um estudo com uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros com o objetivo de determinar quais componentes do gasto público influenciam o crescimento econômico dos estados brasileiros durante o período 1986-2003. Para tanto, faz-se uma decomposição dos gastos segundo sua categoria econômica (gastos correntes, excetuando-se os juros da dívida e de capital) e também segundo sua categoria funcional (gastos com transporte e comunicação, educação, saúde e defesa). Em suas estimativas, analisa-se a relação entre a composição dos gastos e o crescimento econômico dos estados brasileiros no longo prazo e obtêm-se os seguintes resultados: a relação entre gastos com defesa, educação, transporte e comunicação com o crescimento econômico é positiva; e a relação entre os gastos com capital e a taxa de crescimento também é positiva e aparentemente não linear, assim como a relação entre os gastos correntes primários do governo e o crescimento econômico. A existência de um efeito positivo, contudo não linear, dos gastos em consumo sobre o crescimento de longo prazo revelam que esse tipo de gasto não é necessariamente tão impactante na economia como se sugeria.

Esse efeito não linear revelou que há um limite para o aumento nos gastos. Segundo Rocha & Giuberti (2007), ainda que houvesse evidência de que se tenha um limite para o efeito positivo do gasto com capital sobre o crescimento, os estados ainda gastam abaixo desse limite. Diante disso, os cortes no investimento deveriam ser evitados, tendo em vista que se caracterizariam como consolidações fiscais malsucedidas, e estas, em geral, não geram expansão na economia. Dessa forma, um corte nos gastos em consumo em vez de um corte nos gastos em investimento, resultaria em um benefício adicional de estímulo

à economia no curto prazo.

Para o recorte dos estados mais desenvolvidos, os gastos correntes afetaram negativamente a taxa de crescimento da economia, enquanto que os gastos com capital afetaram positivamente o crescimento econômico. Logo, os gastos de capital se mostram produtivos, ou seja, estimulam o crescimento econômico, enquanto que os gastos correntes foram produtivos até um certo limite da despesa orçamentária (em torno de 61%). Os gastos com transporte e comunicação, educação e defesa, ainda de acordo com Rocha & Giuberti (2007), também contribuíram para o crescimento dos estados.

Rodrigues & Teixeira (2010) esboçam um comparativo dos gastos das esferas de governo com o objetivo de determinar qual esfera de governo (federal, estadual ou municipal) apresenta maior capacidade de influenciar o crescimento econômico brasileiro com seus gastos durante o período de 1948 a 1998. Os autores também determinam qual categoria de gasto é a mais produtiva – Consumo, subsídios e transferências (CST) ou Investimentos totais do governo (IGT). Os resultados mostram que o investimento foi o gasto mais relevante e a esfera estadual, a que apresentou maior capacidade de impulsionar o crescimento econômico tendo em vista que, aumentando-se as atribuições dos estados em detrimento da União, e do investimento em detrimento dos gastos com consumo, subsídios e transferências, impulsiona-se o desenvolvimento econômico.

Silva et al. (2013) analisam a relação entre gastos públicos e crescimento econômico para municípios paraibanos com dados em painel para uma amostra de 212 dos 223 municípios paraibanos no período de 2000 a 2008. As despesas com legislativo apresentam a maior elasticidade-produto, enquanto os gastos com educação e cultura, saúde e saneamento, habitação e urbanismo apresentaram baixa elasticidade-produto, influenciando de forma modesta o crescimento econômico. Os resultados mostram que o investimento em capital humano se mostrou o fator determinante para o crescimento dos municípios paraibanos e que o impacto do mesmo é maior do que o do capital físico. Os gastos com segurança pública, assistência e previdência, e administração e planejamento não apresentaram relação com o produto.

Também em perspectiva municipal, Mittmann (2015) conduz uma pesquisa sobre a influência dos gastos públicos sociais no crescimento econômico dos municípios do Rio Grande do Sul. A autora avaliou 216 municípios a partir de extratos do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) durante o período de 2002 a 2012. O modelo com variáveis não agrupadas mostrou que a maior parte dos gastos sociais influencia positivamente o PIB dos municípios e que somente os gastos com saneamento apresentaram um impacto negativo. Logo, o gasto social foi a principal variável responsável por influenciar o PIB dos municípios gaúchos e, conseqüentemente, seu crescimento econômico. A partir dessas evidências, constata-se que o gasto social na área de educação e cultura influencia favoravelmente a formação do PIB. O gasto social na área de saúde e saneamento teve impacto negativo. Os gastos sociais em assistência e previdência social e habitação e urbanismo não possuem influência sobre o PIB.

Degenhart, Vogt, Schuster, Zonatto & Hein (2016) realizam um estudo com o objetivo de investigar a relação existente entre o crescimento econômico, considerando o PIB, e os gastos públicos dos maiores municípios da região Norte do país. Utiliza-se como período base para análise o ano de 2010. O estudo apresenta um modelo matemático não linear multivariável, que pos-

sibilitou avaliar a relação dos gastos públicos com o crescimento econômico, considerando o PIB. Os resultados mostraram que há uma relação positiva entre o crescimento econômico e os gastos públicos com Assistência, Saúde e Educação dos municípios analisados, o que indica que tais gastos apresentam relevante papel no crescimento econômico da região Norte do Brasil.

Degenhart, Vogt & Silva Zonatto (2016) avaliam a influência dos gastos públicos no crescimento econômico dos municípios da região Sudeste do Brasil. A amostra constitui-se dos dez maiores e dez menores municípios de cada estado dessa região. Os gastos públicos analisados foram referentes à assistência, saúde, educação e cultura no período de 2010. Para tanto, o estudo apresenta um modelo matemático de regressão não linear multivariável. As evidências encontradas sugerem que na região Sudeste do Brasil há influência positiva dos gastos públicos no crescimento econômico. Os maiores gastos foram feitos com educação e saúde. Além disso, por meio da aplicação do modelo matemático, pode-se concluir que os gastos públicos analisados acabaram por impulsionar o PIB municipal e estadual.

Os resultados obtidos pelos autores supracitados revelam um erro de estimação de 14,98% em média para todos os municípios analisados. O poder de explicação do modelo foi de 97,70%, apresentando, portanto, alta confiabilidade. O estado de São Paulo apresentou o maior crescimento econômico entre os maiores municípios e o estado do Rio de Janeiro entre os menores. Conclui-se, então, que os gastos públicos desempenham importante papel para que ocorresse o crescimento econômico na região Sudeste do Brasil.

Vogt et al. (2017) demonstram a relação entre crescimento econômico e gastos públicos dos Municípios da região Centro-Oeste do Brasil. O período de análise dos dados foi o ano de 2010. A população da pesquisa compreendeu os 465 municípios da região Centro-Oeste do Brasil e a amostra foi composta pelos 10 maiores e 10 menores municípios de cada estado dessa região, ou seja, Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, utilizando como critério o valor do PIB. Para a análise dos dados, utilizou-se um modelo matemático não linear multivariável que permitiu analisar a relação entre os gastos públicos com o crescimento econômico. Os resultados revelam um erro de estimação, variação entre o PIB Real e o Projetado, de 41,76% em média para todos os municípios analisados e, o poder de explicação do modelo foi de 95,80%, ou seja, o modelo apresentou alta confiabilidade. Conclui-se que há uma relação entre crescimento econômico e gastos públicos dos municípios analisados, sendo que os maiores gastos dos estados foram com Saúde e Educação.

Oliveira et al. (2018) apresentam uma análise dos gastos públicos e crescimento econômico para um painel com 399 municípios paranaenses durante o período de 1999-2011. São estimadas regressões lineares e quadráticas a fim de verificar as relações entre componentes do gasto público e o crescimento econômico. As estimações são realizadas de forma agregada, por mecanismos econômicos do gasto (corrente e capital), e de forma segmentada (gastos com saúde, educação, defesa, transporte e comunicação). Os resultados mostram que os gastos com saúde, educação, transporte e comunicação foram significativos e positivamente relacionados com o crescimento dos municípios paranaenses. Observa-se também que há uma relação positiva e não linear entre os gastos correntes e o crescimento econômico, e negativa e não linear entre os gastos com capital e a taxa de crescimento. Logo, esse efeito não linear indica que existe um limite para o aumento do gasto corrente (em torno de 87,5%) da despesa orçamentária. Assim, uma reorientação na composição dos gastos,

para os municípios que possuíam parcelas muito diferentes da indicada pelo limite, tem um efeito positivo sobre o produto.

### **3 Contextualização das Despesas das Unidades Federativas do Brasil**

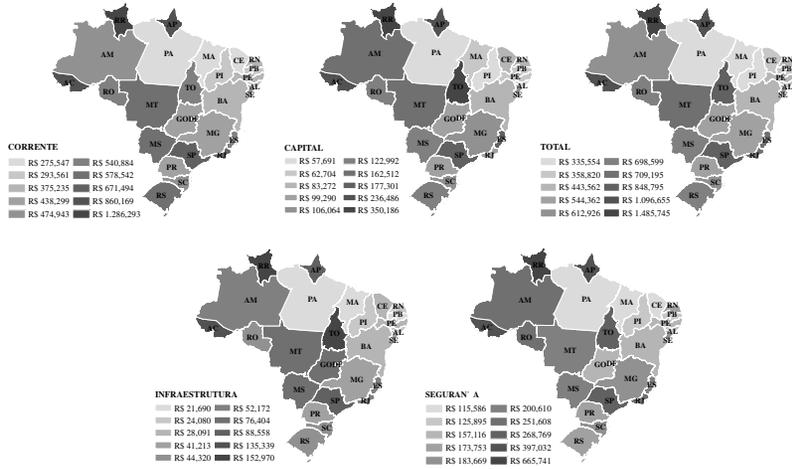
Nas estatísticas descritivas reportadas a seguir, apresentadas didaticamente via mapas temáticos (Figura 1), pode-se observar a despesa per capita média de 1986 a 2013 para cada estado. Antes de mais nada, vale a pena mencionar a grande heterogeneidade explicitada pela amplitude do intervalo dos montantes de despesa per capita média. Na rubrica referente à infraestrutura, por exemplo, os gastos por habitante variaram entre R\$ 21,70 a R\$ 152,97, havendo uma assimetria de aproximadamente 7,5 vezes entre o menor e maior valor.

O nível de heterogeneidade permanece presente nas demais funções de despesas, com a taxa de variação entre o menor e maior valor oscilando entre 4 e 5 vezes. Considerando as despesas totais per capita, os valores médios encontram-se no intervalo [R\$ 335,55; R\$ 1.485,74], com Maranhão, Pará e Piauí no decil inferior de gastos, enquanto Acre, Amapá, Roraima e Distrito Federal formam o decil superior.

Destaca-se ainda a posição de Amapá, Roraima e Acre, que, junto a São Paulo e ao Distrito Federal, encontram-se nos decis com maiores despesas médias per capita em todas as modalidades de despesa. Cruz et al. (2013) observaram uma dinâmica semelhante para o período 1985-2007, com os estados de Roraima, Amapá e Acre caracterizando-se como 1º, 2º e 4º colocados, respectivamente, no ranking de gastos médios por habitante em educação e cultura.

É importante notar que Acre, Amapá e Roraima apresentam baixa densidade demográfica, com nível de população acentuadamente inferior à média das demais Unidades Federativas. Dessa forma, os mínimos constitucionais para gastos em educação Will et al. (2012) e saúde impõem-se naturalmente como um fator de alavancagem para tais rubricas per capita. Em outra linha, Rocha & Giuberti (2007) indicam Amapá e Roraima entre os 5 estados com maior gasto com capital em termos relativos aos gastos totais entre 1986-2003, dinâmica que fora mantida no período 2004-2013 segundo a análise realizada aqui.

**Figura 1:** Decil para Despesa *per capita* média de 1986 a 2013 das Unidades da Federação



Notas: (1) Deflacionados pelo IGP-DI da FGV: Deflator ano  $i = \frac{\text{IGP-DI dez}/95}{\text{IGP-DI Média ano } i}$ .  
 (2) As médias para o estado do Tocantins foram calculadas a partir de 1990, devido falta de dados anteriores.  
 Fonte: IBGE, FINBRA.

#### 4 Modelo Teórico

O exame empírico desenvolvido neste trabalho tem fundamento teórico no modelo de crescimento endógeno de política pública de Barro (1990). Nessa abordagem, a política fiscal é capaz de determinar tanto o nível quanto a taxa de crescimento de estado estacionário do produto.

Em sua especificação, o autor lida com as estruturas tributária e de gastos, desagregando-as a fim de verificar seu impacto no produto. Aqui, como a análise concentra-se no lado da despesa, se dá mais atenção aos aspectos do modelo ligados à despesa. Os gastos são divididos nas categorias produtiva e não produtiva. Se uma modalidade de despesa for argumento da função de produção privada, essa despesa é classificada como produtiva e tem, portanto, impacto direto sobre a taxa de crescimento de estado estacionário, sendo classificada como não produtiva caso contrário.

Seguindo a abordagem de Devarajan et al. (1996) e a especificação imposta por Rocha & Giuberti (2007), assumindo: (i) a existência de um número infinito de famílias e firmas, as quais normaliza-se o valor para um; (ii) taxa de crescimento da população nula; e (iii) não entrada e saída de firmas. Especifica-se uma função de produção do tipo CES:

$$y = f(k, g_1, g_2) = [\alpha k^{-\theta} + \beta g_1^{-\theta} + \gamma g_2^{-\theta}]^{-\frac{1}{\theta}}; \quad (1)$$

$$\alpha > 0; \beta, \gamma \geq 0; \alpha + \beta + \gamma = 1; \theta \geq -1$$

em que a função de produção da firma representativa é função do estoque de capital privado  $k$ , e de dois tipos de gastos públicos,  $g_1$  e  $g_2$ . O governo financia as suas despesas a partir de um imposto fixo,  $\tau$ . Partindo do pressuposto de que o governo segue uma política fiscal pautada pela regra de orçamento

equilibrado e excluindo o serviço de financiamento da dívida dos gastos do Governo Barro (1990), Fisher & Turnovsky (1998), e que o gasto público é financiado a partir de uma esquema de imposto do tipo *lump-sum*,  $\tau$ , têm-se:

$$\tau y = g_1 + g_2; \quad 0 < \tau < 1 \quad (2)$$

Seja  $\phi$  e  $1 - \phi$  as participações das despesas públicas  $g_1$  e  $g_2$  no orçamento do Governo, respectivamente, a alocação dos recursos públicos torna-se tal que:

$$g_1 = \tau \phi y \quad (3)$$

$$g_2 = \tau (1 - \phi) y \quad (4)$$

O agente representativo é beneficiado globalmente pelo produto líquido do imposto e realoca esse recurso entre aumento do estoque de capital ou consumo, de acordo com suas preferências e o retorno do capital privado Carboni & Russu (2013). Algebricamente, assumindo que a função utilidade segue uma especificação isoelástica, pode-se representar o problema de otimização com restrição das famílias com horizonte infinito como:

$$\underbrace{mx}_c U(c) = \int_0^{\infty} e^{-pt} \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad (5)$$

$$s.a \dot{k} = (1 - \tau)y - c$$

em que  $c$  denota o consumo *per capita*,  $\sigma$  a elasticidade de substituição intertemporal,  $p$  a taxa de desconto e  $\dot{k}$  a taxa de acumulação do estoque de capital privado. Devarajan et al. (1996) deriva a equação da taxa de crescimento de *steady-state* desta especificação algébrica, de modo que o impacto de uma alteração na composição dos gastos do Governo sobre a taxa de crescimento de *steady-state* é dada por:

$$\frac{\phi}{1 - \phi} < \left( \frac{\beta}{\gamma} \right)^{\theta} \quad (6)$$

Logo, observa-se que o efeito de um aumento na participação de uma das despesas públicas  $g_i$  sobre a taxa de crescimento depende não só dos componentes de produtividade  $\beta$  e  $\gamma$ , mas também das taxas de participação das despesas públicas no orçamento do estado,  $\phi$ . Assim, assume-se que o gasto público  $g_i$  é tido como produtivo se este afeta positivamente a taxa de crescimento de estado estacionário.

## 5 Metodologia

A partir da literatura relacionada ao tema de gastos de setor público, opta-se por segregar a análise entre três vertentes: (a) inicialmente avalia-se o efeito de longo prazo das despesas totais dos estados e do Distrito Federal sobre o

crescimento econômico estadual; (b) em seguida, as despesas serão decompostas em despesas correntes e despesas de capital, no intuito de avaliar o impacto de cada uma das rubricas sobre a dinâmica de longo prazo do PIB estadual; e, (c) por fim, para avaliar o impacto de gastos relacionados tanto ao capital humano e direitos a propriedade quanto à promoção de redução dos custos de produção, são avaliados, respectivamente, os gastos em segurança pública e infraestrutura sobre o crescimento econômico estadual. Na Tabela abaixo, apresenta-se um resumo das variáveis utilizadas no trabalho.

**Tabela 1:** Descrição das Variáveis

Legenda	Descrição	Transformação	Fonte
$y$	PIB Estadual	$\ln(y)$	IBGE
$dt$	Despesa Total	$\ln(dt)$	FINBRA
$dc$	Despesa Corrente	$\ln(dc)$	FINBRA
$dcap$	Despesa de Capital	$\ln(dcap)$	FINBRA
$seg$	Segurança Pública = Gastos em Educação + Gastos em Saúde + Gastos em Defesa Pública	$\ln(seg)$	FINBRA
$inf$	Infraestrutura = Gastos em Transporte + Gastos em Comunicação	$\ln(inf)$	FINBRA

Fonte: Elaborado pelos autores.

Uma forma relativamente simples de se explorar as propriedades de séries de tempo com raiz unitária em uma estrutura de dados longitudinais, que permitam cointegração entre as mesmas e a possibilidade de heterogeneidade, é por meio do modelo com Vetor de Correção de Erros (VEC) em painel. Entretanto, caso seja observado que os coeficientes são heterogêneos, os resultados baseados no pressuposto de homogeneidade serão inconsistentes.

Nesse contexto, a aplicação do modelo ARDL tem se mostrado factível independentemente dos regressores serem exógenos ou endógenos e das variáveis serem integradas da ordem zero ou um. O modelo ARDL, que está condicionado pelo número de defasagens incluídas para análise de robustez, pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_{i,j} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma'_{i,j} x_{i,t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

Rearranjando-se a Equação (7) na forma de correção de erros para destacar a relação de longo prazo e o ajuste de curto prazo, tem-se:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \phi_i (y_{i,t-1} - \theta'_i x_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \beta^*_{i,j} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma'^*_{i,j} x_{i,t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

em que  $\theta_i = \frac{\sum_{j=0}^{j=q} \gamma'_{i,j}}{1 - \sum_{j=1}^{j=p} \beta_{i,j}}$  e  $\phi_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^{j=p} \beta_{i,j}\right)$ . O termo  $(y_{i,t-1} - \theta'_i x_{i,t})$  corresponde a correção de erro, representando a relação de longo prazo entre a variável dependente e a variável independente.

A literatura relacionada à estimativa de painel heterogêneo dinâmico sugere várias abordagens para as estimativas anteriormente expostas: em um

extremo, uma abordagem de estimativa de efeitos fixos dinâmicos (DFE, no inglês), onde os dados da série de tempo para cada grupo são agrupados e apenas os interceptos podem variar entre os grupos. Entretanto, se os coeficientes de inclinação não são de fato semelhantes, a abordagem DFE gera resultados inconsistentes, ou seja, potencialmente enganosos; no outro extremo, o modelo pode ser ajustado separadamente para cada grupo, logo, uma média aritmética simples dos coeficientes pode ser calculada.

Esse último caso trata do estimador *Mean Group* (MG) proposto por Pesaran & Smith (1995), que é consistente independente de o modelo apresentar características homogêneas ou heterogêneas. Ainda que se tenha em conta a heterogeneidade estadual e a dinâmica do tempo, os erros para cada equação estadual não estão correlacionados entre eles. Contudo, quando um painel de estados é avaliado, é relevante se considerar todas as possibilidades de dependência transversal dos erros. Logo, a especificação do modelo pode omitir alguns fatores que afetam todos os estados. Se esses fatores forem omitidos, eles entram nos termos de erro e produzem uma correlação entre estados e estimativas viesadas. Chudik & Pesaran (2013) sugerem resolver esse problema aumentando a regressão com as médias transversais dos regressores e da variável dependente em casos de painéis heterogêneos dinâmicos com regressões fracamente exógenas.

Portanto, o novo modelo, CS-ARDL, é baseado na seguinte equação:

$$y_{it} = c_{yi}^* + \sum_{l=1}^{p_y} \varphi_{il} y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^{p_x} \beta'_{il} x_{i,t-l} + \sum_{l=0}^{p_z} \psi'_{il} \bar{z}_{t-l} + e_{it}^* \quad (9)$$

em que  $\bar{z}_t = (\bar{y}_t, \bar{x}_t')$ ,  $p_{\bar{z}} = \left\lceil T^{(\frac{1}{3})} \right\rceil$ , ou seja, o número de defasagens das médias a ser utilizada é a parte inteira da raiz cúbica de T e duas opções para as ordens de defasagens remanescentes são consideradas: Especificação ARDL (2,1),  $p_y = 2$  e  $p_x = 1$ , e especificação ARDL (1,0),  $p_y = 1$  e  $p_x = 0$ .

As estimativas CS-ARDL do coeficiente de nível médio individual são representadas por:

$$\hat{\theta}_{CS-ARDL,i} = \frac{\sum_{l=0}^{p_x} \hat{\beta}_{il}}{1 - \sum_{l=1}^{p_y} \hat{\varphi}_{il}} \quad (10)$$

em que os coeficientes estimados de curto prazo ( $\hat{\varphi}_{il}, \hat{\beta}_{il}$ ) são baseados na regressão (9). Os efeitos médios de longo prazo são estimados como  $N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\theta}_{CS-ARDL,i}$  e a inferência é baseada no estimador não paramétrico usual de variância assintótica do estimador MG.

### 5.1 Testes de Especificação

A estimação do processo ARDL na estrutura de painel de dados em que  $T > N$ , é passível de presença de violações tais como dependência transversal e heterogeneidade entre as unidades *cross-section*. Logo, é recomendada a realização de testes de especificação no intuito de identificar a presença desses possíveis problemas.

Antes de tratar dos testes relacionados ao problema de dependência transversal, entretanto, apresentam-se brevemente os testes de raiz unitária utilizados neste trabalho, uma vez que, processos integrados de segunda ordem

e/ou com presença de mudança estrutural constituem problemas para modelos ARDL.

Para verificar a presença de raiz unitária nas variáveis usadas nesta pesquisa, recorre-se a três testes de raiz unitária para dados em painel, quais sejam: Levin et al. (2002) – LLC –, Im et al. (2003) – IPS – e Pesaran (2007) – CIPS. Todos esses testes são construídos sob a hipótese nula ( $H_0$ ) de presença de raiz unitária. Por outro lado, no que diz respeito à hipótese alternativa ( $H_a$ ), para o teste LLC é de que todas as séries no painel são estacionárias, enquanto que para os testes IPS e CIPS é de que apenas uma fração delas é estacionária. O teste LLC restringe que todas as unidades individuais tenham o mesmo parâmetro autorregressivo. Essa hipótese, entretanto, é relaxada nos testes IPS e CIPS. A vantagem do teste CIPS em relação aos demais é o tratamento explícito de dependência transversal. Esse tratamento se dá pela inclusão de valores defasados das médias *cross-section* das séries em nível ou em primeira diferença ampliando as regressões do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF, no inglês) padrão.

O estimador DFE, por construção, assume que os coeficientes de curto e longo prazos – nomeadamente os interceptos, velocidades de ajustamento ao equilíbrio e variância dos resíduos – são homogêneos entre as unidades de corte transversal. A especificação é especialmente atraente no contexto em que se espera uma certa regularidade na dinâmica de curto prazo e no equilíbrio de longo prazo das variáveis entre as regiões Samargandi et al. (2015). Quando não há informações suficientes *a priori* para rejeitar ou não a hipótese de homogeneidade nos coeficientes, adota-se o Teste de Hausman (1978), o qual assume em sua Hipótese Nula ( $H_0$ ) que a diferença entre os coeficientes estimados via DFE e MG não são estatisticamente significante, de modo que estimador de DFE é eficiente.

Para averiguar a questão da dependência transversal, realiza-se um teste de Dependência Transversal, desenvolvido por Pesaran (2004), que se baseia nas médias dos coeficientes de correlação dos resíduos estimados via MQO das regressões individuais. Dentre as principais vantagens desse teste de especificação, destaca-se que o mesmo é robusto em uma ampla gama de contextos, incluindo a presença de heterogeneidade dinâmica, quebras estruturais, não estacionariedade, etc.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (11)$$

Sob a Hipótese Nula ( $H_0$ ), a estatística CD segue uma distribuição normal  $\sim N(0, 1)$ , e não se rejeita a hipótese de ausência de dependência transversal.

Conforme discutido anteriormente, no intuito de contrapor essa violação, Chudik & Pesaran (2015), sugerem a inclusão de médias *cross-section* nas estimações, de forma a construir o estimador CS-ARDL.

## 6 Resultados

### 6.1 Testes de Raiz Unitária

A tabela 2 traz os resultados dos testes de raiz unitária para cada uma das variáveis usadas neste trabalho. Os testes IPS e CIPS rejeitam a nula de raiz unitária para todas as variáveis ao nível de 1% de significância. Entretanto,

para o teste LLC, obtém-se evidência de processos integrados de ordem 1 para as variáveis de despesa corrente, de capital e PIB. É importante frisar que a existência de processos integrados de ordem 1 é perfeitamente compatível com a modelagem ARDL e não constitui, portanto, um problema.

**Tabela 2:** Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Variável	LLC			IPS ( $\alpha_0$ )	CIPS ( $\alpha_0$ )
	$\alpha_0$	$\alpha_0 + \beta_0$	$\Delta x$		
ln(PIB)	-9,3364 (0,1523)	-15,3235 (0,9162)	-26,5815* (0,0000)	-4,3089* (0,0000)	-2,5990* (-2,3000)
ln(Desp. Total)	-20,4216* (0,0000)			-8,766* (0,0000)	-3,0030* (-2,3800)
ln(Desp. Corrente)	-9,3237 (0,1217)	-18,2695 (0,6451)	-25,9019* (0,0000)	-9,8601* (0,0000)	-3,3100* (-2,3000)
ln(Desp. De capital)	-10,3788 (0,0199)	-17,3814 (0,2066)	-26,6163* (0,0000)	-7,8578* (0,0000)	-2,9820* (-2,3000)
ln(Desp. Com infraestrutura)	-15,3467* (0,0000)			-9,3147* (0,0000)	-2,5600* (-2,3000)
ln(Desp. Com Segurança)	-14,9378* (0,0000)			-9,5743* (0,0000)	-2,7670* (-2,3000)

Notas: (1) Valores p entre parênteses, com exceção do teste CIPS, em que o valores críticos ao nível de 1% de significância são reportados, uma vez que esse teste não possui distribuição padrão. (2)  $\alpha_0$ , denota que o teste foi realizado apenas com intercepto;  $\alpha_0 + \beta_0$ , com intercepto e tendência e;  $\Delta x$ , em primeira diferença. (3) \* significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os testes LLC e IPS foram realizados com as observações deduzidas de suas médias *cross-section* com o intuito de contornar o problema de dependência transversal e com a escolha da ordem de defasagem pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Bayesiano (BIC) e Hannan-Quinn (HIC), permitindo-se no máximo 8 *lags* para que os resíduos se tornem ruído branco. Os resultados são robustos a alterações nos critérios de informação, entretanto, por limitação de espaço, reportam-se apenas as estatísticas baseadas no critério BIC<sup>2</sup>. Já para a definição da ordem do processo autorregressivo do teste CIPS, o número de *lags* foi definido utilizando-se um teste de Wald partindo-se da ausência de *lags* para o limite máximo de 12 *lags*.

## 6.2 Testes de Dependência Transversal e de Heterogeneidade

Chudik & Pesaran (2015) ressaltam a existência de um *trade-off* entre consistência e propriedades desejáveis em um ambiente de pequenas amostras na definição do número ótimo de defasagens nas estimações ARDL aplicadas a dados em painel.

Em termos gerais, os autores ressaltam que as propriedades assintóticas dos estimadores são tidas como consistentes na presença de um número grande de defasagens. No entanto, pondera-se também que a adoção de número de defasagens superior ao necessário reduz drasticamente o número de graus de liberdade do modelo estimado, resultando em propriedades fracas para pequenas amostras<sup>3</sup>. Para contornar esse entrave, utiliza-se a estratégia empí-

<sup>2</sup>Os resultados dos testes de raiz unitária pelos demais critérios de informação estão disponíveis sob requisição.

<sup>3</sup>Via de regra, a redução do número de graus de liberdade reduz a validade dos estimadores no ambiente externo à amostra estimada.

rica proposta em Chudik & Pesaran (2015), adotando de forma sequencial uma, duas e três defasagens para cada especificação analisada.

A Tabela 3 contempla as estatísticas do Teste de Hausman para os modelos de (a) – (g). O modelo (a) considera como determinante do crescimento econômico estadual o logaritmo natural da Despesa Total,  $dt_{it}$ ; já os modelos (b) e (c) avaliam os efeitos do logaritmo natural da Despesa Corrente ( $dc_{it}$ ) e do logaritmo natural da Despesa de Capital ( $dcap_{it}$ ), respectivamente; em (d) considera-se a interação ( $dt_{it}$ ,  $dcap_{it}$ ); para avaliar o impacto da promoção do capital humano sobre o crescimento de longo prazo dos estados, o modelo (e) leva em conta o logaritmo natural da Despesa em Segurança Pública,  $seg_{it}$ ; considerando os gastos subjacentes à dinamização do capital físico estadual, no modelo (f) têm-se o logaritmo natural da Despesa em Infraestrutura,  $inf_{it}$ ; e, por fim, também realiza-se a interação ( $seg_{it}$ ,  $inf_{it}$ ), no modelo (g).

**Tabela 3:** Teste de Heterogeneidade de Hausman (1978)<sup>a</sup>

Modelo	ARDL		
	1 lag	2 lags	3 lags
ARDL( $dt_{it}$ )	0,00 (0,995)	0,01 (0,939)	0,00 (0,974)
ARDL( $dc_{it}$ )	0,00 (0,966)	0,00 (0,963)	0,01 (0,934)
ARDL( $dcap_{it}$ )	0,00 (0,982)	0,01 (0,923)	0,00 (0,993)
ARDL( $dc_{it}$ , $dcap_{it}$ )	0,01 (0,994)	0,00 (0,999)	0,00 (0,999)
ARDL( $seg_{it}$ )	0,01 (0,923)	0,00 (0,967)	0,00 (0,959)
ARDL( $inf_{it}$ )	0,00 (0,995)	0,01 (0,942)	0,00 (0,952)
ARDL( $seg_{it}$ , $inf_{it}$ )	0,00 (0,998)	0,00 (0,999)	0,00 (0,999)

<sup>a</sup>Valores-p entre parênteses. Hipótese Nula: Diferença entre os coeficientes estimados via DFE e MG não diferem estatisticamente (DFE eficiente).

Fonte: Elaborado pelos autores.

Em todas as especificações, o Teste de Hausman não foi capaz de rejeitar a Hipótese Nula de homogeneidade dos parâmetros estimados para as unidades de *cross section*. Assim, a análise e a discussão dos resultados serão realizadas com base no estimador Efeitos Fixos Dinâmicos (DFE).

Para examinar a validade das estimações via ARDL-DFE sem a inclusão de médias *cross-sections*, realizou-se o teste de dependência transversal proposto por Pesaran (2004). A Tabela 4 indica a presença de dependência transversal em todas as especificações.

Dessa forma, os testes de especificação sugerem a adoção do modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas aumentado pelas médias de *cross-sections*, estimado via efeitos fixos dinâmicos (CS-ARDL-DFE).

**Tabela 4:** Teste de Dependência Transversal de Pesaran (2004)<sup>a</sup>

Modelo	CD-test		
	1 lag	2 lags	3 lags
ARDL(dt <sub>it</sub> )	27,75 (0,000)	27,12 (0,000)	26,97 (0,000)
ARDL(dc <sub>it</sub> )	43,24 (0,000)	40,21 (0,000)	37,68 (0,000)
ARDL(dcap <sub>it</sub> )	42,05 (0,000)	39,17 (0,000)	36,67 (0,000)
ARDL(dc <sub>it</sub> , dcap <sub>it</sub> )	42,37 (0,000)	39,34 (0,000)	36,58 (0,000)
ARDL(seg <sub>it</sub> )	35,93 (0,000)	29,98 (0,000)	28,15 (0,000)
ARDL(inf <sub>it</sub> )	42,67 (0,000)	38,85 (0,000)	36,34 (0,000)
ARDL(seg <sub>it</sub> , inf <sub>it</sub> )	33,63 (0,000)	29,09 (0,000)	28,15 (0,000)

<sup>a</sup>Valores-p entre parênteses. Hipótese Nula:  
Independência transversal (ARDL consistente).  
Fonte: Elaborado pelos autores.

### 6.3 Estimativas Baseadas no Modelo ARDL Aumentado pelas Médias Cross-Section

Para investigar o impacto dos gastos públicos sobre o crescimento econômico a nível estadual, adota-se a abordagem de Chudik & Pesaran (2015), a qual aumenta as regressões ARDL a partir das médias transversais das unidades *cross-section*.

Na Tabela 5, estão dispostas as estimativas para três casos. O painel (a) apresenta os resultados tendo como referência a variável de despesa total (dt); em (b) considera-se a variável de despesa corrente (dc); enquanto o painel (c) leva em conta a variável de despesa de capital (dcap). Já nos painéis que vão de (e) a (g), na Tabela 6, têm-se os resultados para as despesas dispostas segundo sua função. Nas estimações (e) e (f), são consideradas, respectivamente, as despesas com segurança e infraestrutura individualmente e, na especificação (g), essas duas rubricas entram simultaneamente na estimação. Destaca-se que todas as variáveis incluídas no modelo empírico se encontram em logaritmo natural, de modo que os coeficientes possuem uma interpretação percentual, isto é, são medidas de elasticidade.

Para cada intervalo de defasagem, p=1,2 e 3, são denotadas as estimativas médias dos efeitos de longo prazo do aumento das despesas públicas sobre o crescimento econômico (representados por dt, dc e dcap), e as estimativas médias dos coeficientes de correção de erro (denotado por  $\lambda$ ), que representa o grau de velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Os resultados observados por meio de todas as especificações sugerem uma influência positiva e estatisticamente significativa a 1%, da Despesa Total sobre o crescimento econômico, com os valores oscilando entre 0,595 e 0,637. Para o caso (b), observa-se um efeito positivo e estatisticamente significativo, a 1% de significância, da Despesa Corrente sobre o crescimento econômico da ordem de 0,055. Já segundo o painel (c), o aumento da Despesa de Capi-

**Tabela 5:** Estimativas de efeitos fixos dinâmicos (DFE) dos impactos de longo prazo com base na abordagem CS-ARDL, período 1986-2013<sup>1</sup>

	ARDL (1 lag)				ARDL (2 lags)				ARDL (3 lags)			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
$\theta_{dt}$	0,596*** (0,000)				0,598*** (0,000)				0,637*** (0,000)			
$\theta_{dc}$		0,055*** (0,000)		0,055*** (0,000)		0,055*** (0,000)		0,054*** (0,000)		0,055*** (0,000)		0,053*** (0,000)
$\theta_{dcap}$			0,199* (0,073)	0,075** (0,038)			0,174 (0,151)	0,069* (0,088)			0,255* (0,058)	0,115*** (0,009)
$\lambda$	-0,162*** (0,000)	-0,147*** (0,000)	-0,070*** (0,002)	-0,161*** (0,000)	-0,157*** (0,000)	-0,144*** (0,000)	-0,067** (0,013)	-0,161*** (0,000)	-0,161*** (0,000)	-0,135*** (0,000)	-0,065** (0,033)	-0,155*** (0,009)
$CD$	1,06 (0,291)	3,20*** (0,001)	3,68*** (0,000)	2,40** (0,017)	-2,19** (0,028)	3,16*** (0,002)	3,46*** (0,001)	2,53** (0,012)	1,14 (0,253)	2,83*** (0,005)	3,26*** (0,001)	1,91* (0,056)

Nota: <sup>1</sup>p-valores entre parênteses. \* Estatisticamente significativa a 10%; \*\* Estatisticamente significativa a 5%; \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%.  
Fonte: Elaborado pelos autores.

**Tabela 6:** Estimativas de efeitos fixos dinâmicos (DFE) dos impactos de longo prazo com base na abordagem CS-ARDL, período 1986-2013

	ARDL (1 lag)			ARDL (2 lags)			ARDL (3 lags)		
	(e)	(f)	(g)	(e)	(f)	(g)	(e)	(f)	(g)
$\theta_{seg}$	0,597*** (0,000)		0,581*** (0,000)	0,621*** (0,000)		0,576*** (0,000)	0,641*** (0,000)		0,571*** (0,000)
$\theta_{inf}$		0,093 (0,186)	0,020 (0,459)		0,141** (0,040)	0,042* (0,091)		0,187** (0,014)	0,067*** (0,005)
$\lambda$	-0,146*** (0,000)	-0,071*** (0,001)	-0,157*** (0,000)	-0,149*** (0,000)	-0,077*** (0,004)	-0,171*** (0,000)	-0,148*** (0,000)	-0,081** (0,011)	-0,181*** (0,000)
$CD$	-0,48 (0,632)	3,89*** (0,000)	-0,63 (0,526)	-0,80 (0,422)	4,00*** (0,000)	-0,87 (0,385)	-0,88 (0,379)	4,49*** (0,000)	-0,80 (0,424)

Nota: <sup>1</sup>p-valores entre parênteses. \* Estatisticamente significante a 10%; \*\* Estatisticamente significante a 5%; \*\*\*Estatisticamente significante a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

tal afeta o crescimento econômico no longo prazo, a um nível de significância de 1%, com o impacto médio apresentando-se robustamente superior (entre 0,174 - 0,255) ao observado no painel (b). Ou seja, destaca-se que no longo prazo, na medida em que se promovem o aumento dos investimentos, os gastos públicos com capital são mais efetivos do que os gastos públicos correntes para a promoção de um ambiente de maior crescimento econômico.

Em todos os casos (a)-(c), a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo apresentou-se moderada (-0,067 e -0,166), observando-se um certo grau de persistência na dinâmica do PIB dos estados brasileiros.

Com relação à Tabela 6, painéis (e)-(g), observa-se que os coeficientes de longo prazo foram estatisticamente significantes a um nível de 1% para a variável de segurança em todas as especificações. Para a variável de infraestrutura, a significância estatística parece condicionada à especificação do modelo, sendo estatisticamente insignificante na especificação (g) com apenas 1 *lag*. Em termos comparativos, observa-se sempre um impacto superior da Despesa de Segurança Pública em relação à Despesa de Infraestrutura. O resultado indica que a construção de um ambiente mais efetivo para a promoção de capital humano (garantido via melhorias nas condições de segurança, educação e saúde) resulta em um impacto superior no crescimento econômico de longo prazo estadual do que o investimento relacionado ao capital físico (comunicação e transportes).

Esses resultados corroboram os achados de Acosta-Ormaechea & Morozumi (2013) e Afonso & Jalles (2014). Parcialmente, também corrobora o reportado em Nijkamp & Poot (2004) e Gemmell et al. (2015), divergindo apenas pelo fato destes encontrarem impacto robusto das despesas relacionadas à infraestrutura no produto. Devido à fragilidade do resultado relacionado às despesas de infraestrutura, não se pode afirmar que os resultados reportados aqui corroboram os achados de Canning & Pedroni (2004) e Fedderke et al. (2006). É importante destacar, entretanto, que a variável de infraestrutura utilizada neste trabalho não é exatamente a mesma daquela usada nos trabalhos supracitados.

No que diz respeito à literatura empírica nacional, com destaque para os estudos que assim como este analisam a esfera estadual, os resultados de Rocha & Giuberti (2007) vão parcialmente ao encontro dos aqui apresentados, uma vez que segundo eles os gastos de capital e corrente estimulam o crescimento econômico, sendo que este último apresenta estímulo até um limite de 61% da despesa orçamentária. Além disso, os gastos com transporte e comunicação, educação e defesa também contribuem para o crescimento dos estados.

É necessário mencionar que este trabalho utiliza metodologia econométrica e, muitas vezes, variáveis distintas das usadas nas pesquisas empíricas mencionadas, o que dificulta a comparação direta dos coeficientes estimados. Este artigo segue de perto a abordagem de Chudik et al. (2013), os quais empregam metodologia com objetivo de verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis consideradas. Apesar de suas importantes contribuições, os exercícios empíricos reportados não calculam elasticidades de longo prazo e nem a velocidade de ajustamento para o equilíbrio com o mesmo conjunto de variáveis. É, portanto, a lacuna existente devido à escassez de esforços de pesquisa que tentem estimar esses coeficientes que este estudo tenta preencher.

Quanto ao tratamento do problema de dependência transversal, o teste de Pesaran (2004) não é capaz de rejeitar a nula de independência transversal em

todos os casos. As exceções são as especificações (a), (e) e (g), independentemente da quantidade de *lags* escolhida. Apesar disso, é importante destacar que a estatística do teste de independência dos cortes transversais (CD) apresentou valores acentuadamente mais baixos do que no caso do ARDL padrão.

Por fim, a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo novamente se mostrou moderada, com o sinal já esperado pela literatura. Estudos internacionais, como Chudik et al. (2013) reportam coeficientes oscilando entre -0,684 e -0,854 para a relação entre dívida pública e crescimento econômico. Kim et al. (2016), para a relação entre comércio e crescimento econômico, também obtêm uma velocidade rápida de convergência ao equilíbrio, com coeficiente no intervalo entre -0,779 e -0,954. Apesar da análise e das variáveis selecionadas serem diferentes, é interessante destacar que os desequilíbrios no sistema causados por distúrbios estocásticos apresentam maior persistência na dinâmica dos estados brasileiros, de forma que a reversão ao equilíbrio de longo prazo tende a ser percorrida de maneira mais gradual, caso não haja intervenção direta sobre a relação gastos/crescimento econômico.

## 7 Considerações Finais

Este trabalho tem o objetivo de estudar as relações de longo prazo entre os gastos públicos e o crescimento econômico dos estados brasileiros. Para tanto, estimam-se modelos ARDL aumentados de médias *cross-section* (CS-ARDL-DFE), nos moldes sugeridos por Chudik & Pesaran (2015).

De modo geral, as estimações apontam impacto positivo e estatisticamente significativo dos gastos públicos sobre o crescimento econômico de longo prazo. Em especial, pode-se dizer que o aumento da despesa de capital afeta o crescimento econômico no longo prazo com o impacto médio apresentando-se superior ao observado para as despesas correntes. Portanto, no longo prazo, na medida em que se promove o aumento dos investimentos, os gastos públicos com capital são mais efetivos do que os gastos públicos correntes para a promoção de um ambiente de maior crescimento econômico. Quanto à despesa total, observa-se uma influência positiva sobre o crescimento econômico, com os valores oscilando entre 0,595 e 0,637.

O resultado acima mencionado dá suporte à evidência empírica apresentada em Rocha & Giuberti (2007), em que também se destacou o papel das despesas de capital sobre a taxa de crescimento da atividade econômica estadual.

Alternativamente, desagregaram-se as despesas segundo suas funções e observou-se o impacto destas sobre o crescimento de longo prazo. Nessa especificação, observou-se sempre um impacto superior da despesa de Segurança Pública em relação à despesa de Infraestrutura. Logo, esse resultado indica que a construção de um ambiente mais efetivo para a promoção de capital humano (garantido via melhorias nas condições de segurança, educação e saúde) resulta em um impacto superior no crescimento econômico de longo prazo estadual do que o investimento relacionado ao capital físico (comunicação e transportes).

Esse resultado se alinha ao observado em Barro (1990) e Degenhart, Vogt, Schuster, Zonatto & Hein (2016), os quais indicaram que os gastos em educação, saúde e segurança pública são considerados efetivos na promoção de crescimento econômico regional.

É importante destacar que o tratamento de dependência transversal, nos moldes sugeridos por Chudik & Pesaran (2015), exige verificação adicional, uma vez que a adição de médias *cross-section* não parece ter sido eficiente em mitigar plenamente esse problema em todas as especificações. A verificação dos pormenores relacionados à eliminação do problema de dependência transversal é uma agenda de pesquisa futura e será realizada por meio de novos testes de especificação.

## Referências Bibliográficas

- Acosta-Ormaechea, S. & Morozumi, A. (2013), 'Can a government enhance long-run growth by changing the composition of public expenditure?', *International Monetary Fund*.
- Afonso, A. & Jalles, J. T. (2014), 'Fiscal composition and long-term growth', *Applied Economics* 46(3), 349–358.
- Barro, R. J. (1990), 'Government spending in a simple model of endogeneous growth', *Journal of Political Economy* 98(5, Part 2), S103–S125.
- Canning, D. & Pedroni, P. (2004), 'The effect of infrastructure on long run economic growth.', Harvard University.
- Carboni, O. A. & Russu, P. (2013), 'A model of economic growth with public finance: Dynamics and analytic solution', *International Journal of Economics and Financial Issues* 3(1), 1–13.
- Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H. & Raissi, M. (2013), 'Debt, inflation and growth: robust estimation of long-run effects in dynamic panel data models.', Cambridge Working Papers in Economics.
- Chudik, A. & Pesaran, M. H. (2013), 'Large panel data models with cross-sectional dependence: A survey', *Papers SRRN*.
- Chudik, A. & Pesaran, M. H. (2015), 'Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors', *Journal of Econometrics* 188(2), 393–420.
- Connolly, M. & Li, C. (2016), 'Government spending and economic growth in the OECD countries', *Journal of Economic Policy Reform* 19(4), 386–395.
- Cruz, A. C., Raposo, D. A., Teixeira, E. C., Silva, R. M. & Corgosinho, R. C. (2013), 'Evolução dos gastos públicos estaduais em capital humano e em infraestrutura física nos estados brasileiros.', *Economia e Desenvolvimento* 25(2), 76–102.
- D'Agostino, G., Dunne, J. P. & Pieroni, L. (2016), 'Government spending, corruption and economic growth.', *World Development* 84, 190–205.
- Degenhart, L., Vogt, M., Schuster, H. A., Zonatto, V. C. S. & Hein, N. (2016), 'Relação entre crescimento econômico e gastos públicos dos municípios da região norte do Brasil', *Revista Eletrônica de Administração e Turismo - ReAT* 9(5), 1050–1072.

- Degenhart, L., Vogt, M. & Silva Zonatto, V. C. (2016), 'Influência dos gastos públicos no crescimento econômico dos municípios da região sudeste do Brasil', *REGE-Revista de Gestão* 23(3), 233–245.
- Devarajan, S., Swaroop, V. & Zou, H.-f. (1996), 'The composition of public expenditure and economic growth', *Journal of Monetary Economics* 37(2), 313–344.
- Fedderke, J., Perkins, P. & Luiz, J. (2006), 'Infrastructural investment in long-run economic growth: South Africa 1875–2001', *World Development* 34(6), 1037–1059.
- Fisher, W. H. & Turnovsky, S. J. (1998), 'Public investment, congestion, and private capital accumulation', *The Economic Journal* 108(447), 399–413.
- Gemmell, N., Kneller, R. & Sanz, I. (2015), 'Does the composition of government expenditure matter for long-run GDP levels?', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Hausman, J. A. (1978), 'Specification tests in econometrics', *Econometrica: Journal of the econometric society* pp. 1251–1271.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of Econometrics* 115(1), 53–74.
- Kim, D.-H., Lin, S.-C. & Suen, Y.-B. (2016), 'Trade, growth and growth volatility: New panel evidence.', *International Review of Economics & Finance* 45, 384–399.
- Kneller, R., Bleaney, M. F. & Gemmell, N. (1999), 'Fiscal policy and growth: Evidence from OECD countries', *Journal of Public Economics* 74(2), 171–190.
- Levin, A., Lin, C.-F. & Chu, C.-S. J. (2002), 'Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties', *Journal of econometrics* 108(1), 1–24.
- Mazoni, M. G. (2005), 'gastos públicos e crescimento econômico no Brasil: uma análise dos gastos com custeio e investimento', *Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas* p. 23.
- Mittmann, A. C. (2015), 'Influência dos gastos públicos sociais no crescimento econômico dos municípios do Rio Grande do Sul'.
- Nijkamp, P. & Poot, J. (2004), 'Meta-analysis of the effects of fiscal policies on long-run growth', *European Journal of Political Economy* 20, 91–124.
- Oliveira, A. S., Thomaz, R. A. & Hasegawa, M. M. (2018), 'Gastos públicos e crescimento econômico: Uma análise para os municípios paranaenses', *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos* 12(4), 397–416.
- Pesaran, M. H. (2004), 'General diagnostic tests for cross section dependence in panels.', IZA Discussion Paper.
- Pesaran, M. H. (2007), 'A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence', *Journal of Applied Econometrics* 22(2), 265–312.

Pesaran, M. H. & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of econometrics* **68**(1), 79–113.

Piccoli, M. R., Baronchello, D. & Nardi, J. (2017), 'A importância do gasto público no crescimento econômico municipal', *Revista de Administração e Contabilidade - RAC (CNEC)* **16**(32).

Rocha, F. & Giuberti, A. C. (2007), 'Composição do gasto público e crescimento econômico: Uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos públicos dos estados brasileiros', *Economia Aplicada* **11**(4), 463–485.

Rodrigues, R. V. & Teixeira, E. C. (2010), 'Gasto público e crescimento econômico no Brasil: uma análise comparativa dos gastos das esferas de governo', *RBE - Revista Brasileira de Economia* **64**(4), 423–438.

Samargandi, N., Fidrmuc, J. & Ghosh, S. (2015), 'Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? evidence from a sample of middle-income countries', *World Development* **68**(C), 66–81.

Silva, L. D. C., Cruz, M. S. & Irffi, G. (2013), 'Gastos públicos e crescimento econômico: uma análise para os municípios paraibanos', *Revista Econômica do Nordeste* **44**(3), 741–760.

Vogt, M., Vergini, D. P. & Hein, N. (2017), 'Relação entre crescimento econômico e gastos públicos dos municípios da região centro-oeste do Brasil', *CONTABILOMETRIA - Brazilian Journal of Quantitative Methods Applied to Accounting* **4**(1), 45–63.

Will, A. R., Borgert, A., Flach, L., Farias, S. & Soares, S. V. (2012), 'Os gastos com educação nos estados brasileiros: uma análise da qualidade das despesas públicas.', Encontro de Administração Pública e Governo, Salvador/BA.



# PREDIÇÃO DE SINISTROS AGRÍCOLAS: UMA ABORDAGEM COMPARATIVA UTILIZANDO APRENDIZAGEM DE MÁQUINA

ARTHUR LULA MOTA \*  
DANIEL LIMA MIQUELLUTI †  
VITOR AUGUSTO OZAKI ‡

## Resumo

O seguro agrícola tem ganho maior atenção no Brasil desde o início da década passada, com a implementação do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural. O presente estudo testou o desempenho de algoritmos de *Machine Learning* para as seguradoras anteciparem a ocorrência de sinistro, elaborando previsões por meio de dados de apólices e bases de dados climáticas entre os anos de 2006 e 2017. Foram testados os algoritmos *Random Forest*, *Support Vector Machine* e *k-Nearest Neighbours*, sendo que o segundo método mostrou melhor performance preditiva de sinistros quando avaliada pelas métricas Acurácia, Precisão, Taxas de Verdadeiro Positivo e Negativo e Correlação de Matthews. No entanto, todos os métodos apresentaram baixa capacidade preditiva para a ocorrência de sinistros.

**Palavras-chave:** seguro agrícola, sinistro, previsão, machine learning.

## Abstract

Crop insurance has gained greater attention in Brazil since the beginning of the past decade, with the implementation of the Rural Insurance Premium Subvention Program. The present study tested the performance of Machine Learning algorithms for insurers to forecast the occurrence of a claim, using data from policies and climate databases between the years of 2006 and 2017. The Random Forest, Support Vector Machine and k-Nearest Neighbors algorithms were tested, and the second method showed a better predictive performance of claims when evaluated by the metrics Accuracy, Precision, Positive and Negative True Rates and Matthews Correlation. However, all methods presented a low predictive capacity for the occurrence of claims.

**Keywords:** crop insurance, insurance claim, forecast, machine learning.

**JEL classification:** G22, Q13, Q18.

**DOI:** <https://doi.org/10.11606/1980-5330/ea161194>

\* Exame Research. E-mail: [arthurmota@usp.br](mailto:arthurmota@usp.br)

† LES - ESALQ/USP. E-mail: [danielmiq@usp.br](mailto:danielmiq@usp.br)

‡ LES - ESALQ/USP. E-mail: [vitorozaki@usp.br](mailto:vitorozaki@usp.br)

## 1 Introdução

A atividade das seguradoras é de grande importância para a sociedade, garantindo a estabilidade de mercados, desempenhando funções importantes na proteção de empresas e pessoas para uma grande gama de riscos. Em grandes linhas, o negócio da seguradora é transferir para si o eventual custo dos riscos que os tomadores de seguros não podem ou não gostariam de arcar. A apólice protege o segurado quando há a ocorrência de um sinistro, que nada mais é do que “a manifestação concreta do risco previsto no contrato de seguro e que ocasiona prejuízo ou responsabilidade” (Oliveira 2005). Na ótica da seguradora, a possibilidade de prever sinistros é fundamental para estabelecer um contrato com esperança não negativa de lucro, além de auxiliar na estimação das provisões técnicas que as empresas são obrigadas a alocar.

Uma das atuações do principal órgão regulador, a Superintendência de Seguros Privados (SUSEP), é feita na regulação preventiva por meio das provisões e reservas técnicas. Elas são compostas por um montante de recursos que as seguradoras precisam manter como forma de garantia para eventos e obrigações futuras, entrando como passivo das seguradoras em linha com o estabelecido pelo Conselho Nacional de Seguros Privados (Rodrigues & Martins 2009). A subestimação da probabilidade de um evento de sinistro pode impactar diretamente a saúde financeira de uma empresa de seguros, dado que o nível de provisões pode não ser suficiente para a cobertura do evento.

A possibilidade de melhoria na predição de ocorrência de sinistros é alvo de estudos por parte das seguradoras e o presente trabalho tenta contribuir nesse sentido. Buscou-se a aplicação de métodos envolvendo algoritmos de aprendizagem de máquinas para a predição, dado que uma taxa maior de acerto na predição dos sinistros auxilia em um planejamento financeiro e no estabelecimento de novos contratos de seguro. As aplicações desses modelos no âmbito nacional e internacional são variadas, sendo que as referências não se esgotam nos exemplos acima. Cabe destacar algumas abordagens pouco utilizadas na previsão das ocorrências de sinistro e que mostraram boa performance em Pijl (2017): algoritmos do Random Forest (RF) e Support Vector Machine (SVM), que foram utilizados para estimar a ocorrência de sinistros no ramo automotivo, com 10 mil observações e 14 variáveis para predição, mostrando performance superior a 95% de acurácia e ressaltando que o SVM foi o modelo com erro mínimo na estimação no volume de sinistros.

As seguradoras trabalham com técnicas estatísticas e matemáticas para estimar as condições futuras e os custos resultante de uma operação, tendo a ciência atuarial se dedicado nesse sentido desde o seu início. A informação antecipada por meio da previsão impacta toda a programação da seguradora. Um caso especial e importante para o planejamento financeiro das seguradoras reside nas provisões técnicas, um montante de recursos que as seguradoras precisam manter como forma de garantia para eventos e obrigações futuras, entrando como passivo das seguradoras em linha com o estabelecido pelo Conselho Nacional de Seguros Privados (Rodrigues & Martins 2009).

As provisões garantem que a companhia de seguros terá a capacidade de reunir as estimativas necessárias, com o objetivo de honrar os compromissos que assumiu perante os assegurados. O grande cuidado que o mercado de seguro tem é de evitar os erros elevados nas estimativas desse volume e que podem resultar em alguns problemas, tais como: em caso de provisão excessiva, a seguradora pode ter sua rentabilidade afetada, tendo que sustentar

custos que eram desnecessários; em caso de provisão insuficiente, há o risco de um cenário de insolvência. Cabe destacar que a maior parte da alocação dessas provisões segue as metodologias propostas pela SUSEP, mas ainda há provisões que carecem de metodologias e que as próprias seguradoras precisam desenvolver e encaminhar como notas técnicas para o órgão fiscalizador (Brasil 2017).

Embora não atuariais, os presentes métodos apresentados no trabalho podem auxiliar tanto na estimação das Outras Provisões Técnicas (OPT), que é uma complementação das Provisão de Prêmios Não Ganhos (PPNG), que representa o valor esperado a pagar relativo a despesas e sinistros a ocorrer. Além desta, pode auxiliar no cálculo da Provisão de Sinistros Ocorridos e Não Avisados (IBNR), que não tem metodologia determinada pela SUSEP, podendo antecipar a ocorrência dos sinistros e preparar a seguradora, juntamente com modelos auxiliares que buscam identificar o período do ano que o sinistro acontece, destacando as técnicas usuais como o chain ladder proposto por Harnek (1966) e a sua versão estocástica de Mack et al. (1994), que se baseia no algoritmo chamado triângulo de run-off. No entanto, para que seu uso incorra em sucesso, deve-se considerar a incorporação de outras variáveis e metodologias à análise, pois, conforme demonstrado neste trabalho, a utilização desses métodos por si só, não garante os resultados esperados.

Outra possível utilidade para os resultados dos métodos apresentados é no auxílio do cálculo de prêmio de seguro, visto que a SUSEP não define a metodologia. Além de despesas administrativas, impostos e demais custos, o prêmio também deve cobrir as despesas com sinistros, que podem ser estimadas a partir das previsões dos métodos abordados assim como feito em Pijl (2017), utilizando a experiência passada e calculando a indenização esperada.

O diferencial do estudo é tratar especificamente dos sinistros do seguro agrícola, ramo que está crescendo no Brasil e que saiu de R\$ 1,46 bilhões de importância segurada em 2006 para próximo de R\$ 10,59 bilhões em 2018, tendo atingindo um pico de R\$ 17,52 bilhões em 2014. A atividade agrícola incorre em riscos particulares, em que a probabilidade de ocorrência de sinistro não é independente entre os segurados, dado que o evento gerador reflete mudanças em variáveis climáticas (chuva, geada, temperatura etc.), tendo impactos em larga escala espacial. Estudos sobre esse segmento ainda são escassos quando comparado a outros ramos do mercado de seguro nacional<sup>1</sup>, sobretudo quando se busca métodos para a predição de ocorrências de sinistros agrícolas. O trabalho buscou verificar se os métodos Random Forest, Support Vector Machine e k-NN apresentam boa capacidade de previsão da ocorrência de sinistros, dado que essas metodologias estão sendo aplicadas a outras áreas do conhecimento e outros ramos de seguro (Castro & Braga 2011, Pijl 2017).

O trabalho se inicia com uma breve revisão da literatura. Na sequência é dado um panorama geral sobre os eventos de sinistro no mercado agrícola brasileiro, seguido da apresentação da base de dados e da metodologia empregada. Por fim, o artigo é finalizado com a discussão dos resultados encontrados, avaliando o desempenho das previsões e a conclusão.

---

<sup>1</sup>Por exemplo, o número de artigos com o termo “seguro agrícola” produzidos em âmbito nacional entre 2006 e 2018 é de apenas 82, ao passo que aqueles com termo “seguro de automóvel” para igual período chega a 215, conforme os dados do Portal de Busca Integrada (PBI) da Universidade de São Paulo.

## 2 Revisão de literatura

A modelagem envolvendo sinistros no mercado de seguro está concentrada no ramo do seguro automotivo, que apresenta o maior volume de estudos, tanto pela importância econômica desse mercado, quanto pela maior disponibilidade de dados. Nesse contexto, diversas abordagens foram testadas, por exemplo, o estudo de Ye et al. (2018) trabalhou na projeção dos sinistros do segmento automotivo, mostrando que há um ganho de performance preditiva ao combinar linearmente o resultado de diversos modelos como regressão linear, regressão quantílica e regressões adaptativas. Já Yang et al. (2018) utilizou modelos para a distribuição Poisson-Tweedie por meio de algoritmo *gradient boosting*, baseado em árvore, para prever o tamanho dos sinistros automotivos, mostrando superioridade aos métodos existentes no sentido de gerar previsões mais precisas e ajudando a resolver o problema de seleção adversa. Por sua vez, Baumgartner et al. (2015) buscou estimar a perda total baseado em um modelo bivariado que trata do tamanho do sinistro e sua quantidade (número de chamados). Os autores utilizaram um Modelo Linear Generalizado Misto (GLMM) bivariado de forma a capturar relações de dependência entre as variáveis estudadas para o mercado de seguro automotivo alemão, mostrando um ganho de performance preditiva na estimação da perda total e mitigação do risco por parte da seguradora.

Na literatura nacional também há predominância no ramo automotivo, com Zaniboni & Montini (2015) focando na estimação da probabilidade de ocorrência do sinistro e do número de sinistros, utilizando as distribuições Poisson Inflada de Zeros (ZIP) e Binomial Negativa Inflada de Zeros (ZINB), motivados pela alta frequência de 0 na distribuição de probabilidade de sinistros. As variáveis utilizadas se aproximam dos estudos internacionais com destaque para características do motorista e do carro, estado de residência, número de expostos e importância segurada. Freitas (2010), por sua vez, utilizou o modelo Logit para estimar a probabilidade da ocorrência de um sinistro nos estados brasileiros no mercado automotivo, encontrando que estados com riscos diferentes apresentavam a mesma probabilidade de sinistros para níveis de prêmios diferentes, o que poderia sugerir uma precificação errada por parte das seguradoras.

No caso do sinistro agrícola, Sousa (2010) utilizou modelos lineares generalizados (GLM) para modelar os dados de sinistros agrícolas do mercado brasileiro, mais especificamente no Rio Grande do Sul, encontrando evidências de que a variação acumulada e a temperatura média dos 15 municípios pesquisados no ano de 2004 não exerceram influência no montante de sinistros registrados, considerando um modelo com distribuição Tweedie, ao passo que o estudo encontra evidências de que há influência sobre o número de sinistros ao considerar um modelo que trabalha com a distribuição Binomial Negativa.

É importante notar que trabalhos envolvendo a predição com dados binários por meio de aprendizagem de máquinas podem sofrer interferência em seu desempenho caso a base de dados seja desbalanceada, isto é, uma participação muito elevada de apenas umas das categorias (frequência muito maior de 0 do que 1, por exemplo). Como ressalta Menardi & Torelli (2014), se as classes não forem perfeitamente separáveis ou se o problema tiver alta complexidade, o não tratamento do desequilíbrio leva a consequências pesadas, tanto na estimação do modelo quanto na avaliação da sua precisão.

O modelo tende a apresentar um elevado viés para a categoria conside-

rada majoritária, dado que busca minimizar o erro e pode considerar o foco na variável majoritária como um caminho mais “fácil” na busca por essa minimização, interferindo negativamente em situações em que o custo de prever erroneamente a classe minoritária é muito alto em comparação com o custo da majoritária.

Um exemplo pode ser dado no caso de diagnósticos de câncer ou não câncer, e até na própria estimativa de sinistro ou não sinistro (Abd Elrahman & Abraham 2013), em que o erro da predição apresenta um impacto negativo elevado. Weiss et al. (2007) discutiu o problema, tratando uma situação de modelo de árvore de decisão usando dois métodos: a sobreamostragem (oversampling), que replica as observações de forma aleatória da classe minoritária, ou a subamostragem (undersampling), que reduz o volume da majoritária, de forma a deixar as duas classes praticamente balanceadas. Os autores encontraram evidências de que as duas práticas são igualmente boas para melhorar a performance do modelo, driblando o problema da base desbalanceada e o seu viés.

Outros estudos também relatam que os dois métodos se revezam em qualidade do aumento de performance, dependendo dos dados e de cada modelo, sendo que a maior desvantagem da subamostragem é excluir dados potencialmente úteis para o processo de treinamento, ao passo que a sobreamostragem aumenta o tamanho do conjunto e o seu tempo de treinamento (Bekkar & Ali-touche 2013).

Para tratar especialmente do problema do sinistro do segmento de seguro agrícola, foi necessário verificar as possíveis variáveis que impactam na produção. Pensando em efeitos do clima, Berlato et al. (2005) mostram para o caso do milho que há uma forte tendência do El Niño em favorecer a cultura na região Sul, com ganhos de produtividade, ao passo que o evento La Niña gera efeito contrário. Os impactos na região Sul são de grande interesse, dado que o mercado de seguro agrícola é concentrado naquela região, além de ter elevada representatividade no conjunto de dados do presente estudo.

Há mais leituras mostrando impactos desses fenômenos em outras culturas, tais como Cirino et al. (2015) que mostra os efeitos desses fenômenos na região Nordeste e Sul do país, com efeitos negativos do El Niño no primeiro e La Niña no segundo. Já Cunha et al. (1999) avaliou estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste, encontraram-se impactos dos dois fenômenos na produtividade agrícola da região, revezando entre efeitos positivos e negativos. Ainda assim, cabe apontar que poucos estudos exploraram as interações entre o seguro agrícola e as previsões baseadas nos eventos El Niño e La Niña, sendo sempre de fontes internacionais (Liu et al. 2008, Cabrera et al. 2006).

É importante ressaltar que a região do cultivo impacta no sucesso ou não da colheita, dado que os riscos são variáveis ao longo do país, de um município para o outro, conforme mostra o Zoneamento Agrícola de Risco Climático (ZARC) do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) e que usa a metodologia da EMBRAPA (Steinmetz & SILVA 2017). Segundo Cunha & Assad (2001), dentre os resultados do Programa de Zoneamento Agrícola do MAPA, que traz orientações dos períodos de semeadura por município, cultura e tipo de solo, há a possibilidade de redução das taxas de sinistralidade.

Outra variável de interesse para a predição de sinistro são as próprias seguradoras. De fato, Borde et al. (1994) e a sua revisão de literatura mostram que há grande divergência entre níveis de risco no mercado das seguradoras,

tanto pela composição da carteira, quanto pelas variáveis financeiras. Dessa forma, seguradoras podem se expor a risco de diferentes formas em cada ramo, com o objetivo de diversificar seu portfólio. Os autores ainda sugerem que o aumento no volume de prêmio representa um aumento na exposição, reflexo de um nível mais alto de risco. Além disso, o prêmio é uma sinalização importante de avaliação de risco a priori por parte das seguradoras, sendo considerado atuarialmente justo no momento em que a probabilidade de um sinistro ocorrer se igualar ao prêmio por unidade de compensação, ou então quando tivermos um prêmio equivalente ao estimado para as indenizações (Ozaki 2008).

### 3 Metodologia

#### 3.1 Dados

Os dados para a elaboração do estudo foram coletados do MAPA, em sua seção de Relatórios Estatísticos do Seguro Rural, que contém informações de indenizações do período de 2006 a 2017, ou seja, estamos tratando apenas da parcela do mercado de seguro agrícola brasileiro que recebe incentivo do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR).

Dados abertos envolvendo sinistros são escassos e difícil de se obter sem alguma parceria com seguradoras, portanto as informações do MAPA são a principal fonte do presente estudo. Foram coletadas 70.358 observações de 8 variáveis envolvendo contratos de seguro, a saber: ano do contrato, a cultura segurada, a seguradora (por nome), se ocorreu sinistro naquele contrato e o tipo, a importância segurada, o volume de prêmios, o município e o estado.

Ao todo foram usadas informações de 57 culturas, 12 seguradoras, 23 estados e 1.416 municípios. Além dessas informações, foram criadas mais outras 6 variáveis binárias para os fenômenos El Niño e La Niña, construindo 3 variáveis para cada uma de forma a separar os eventos fracos, moderados e fortes por meio dos dados da Golden Gate Weather Services (Null 2015), que estabelecem a ocorrência dos eventos e suas intensidades para cada ano.

A variável de interesse no estudo foi a ocorrência de sinistro, inicialmente representada em uma variável qualitativa, que informava se o contrato havia registrado sinistro e o evento gerador (geada, chuva etc.). Dessa forma, a variável foi transformada em binária: quando não houve sinistro, foi dado valor 0, e valor 1 no caso contrário. Por sua vez, as variáveis qualitativas (nomes) município, estado e seguradora foram transformadas em 3 variáveis numéricas, representadas por um vetor de números inteiro em que o número de cada vetor representa um estado, um município ou uma seguradora. Em resumo, os dados estão dispostos conforme a Tabela 1:

Avaliando os 70.538 contratos de seguro, cerca de 23% apresentou algum sinistro no período. A Tabela 2 mostra quais foram os eventos que mais geraram sinistros nas mais de 20 mil situações avaliadas no estudo, com destaque para o elevado número de ocorrências por conta da seca e a média de indenizações paga por ocorrência, superando o granizo, que embora tenha uma maior frequência, pagou volume menor de indenizações.

Há uma grande concentração na distribuição das causas de sinistros por alguns motivos. Dentre eles, devemos destacar a própria concentração de mercado. Conforme mostra Brasil (2018), a região Sul representou em média 70% do total de produtores rurais beneficiados pelo programa de subsídio gover-

**Tabela 1:** Relação das variáveis utilizadas

Variável	Tipo
Sinistro	Binária (0 e 1)
Cultura	Numérica (um número para cada cultura)
Seguradora	Numérica (um número para cada seguradora)
Município	Numérica (um número para cada município)
Importância segurada	Em R\$
Prêmio	Em R\$
El Niño Forte	Binária (0 e 1)
El Niño Fraco	Binária (0 e 1)
El Niño Moderado	Binária (0 e 1)
La Niña Forte	Binária (0 e 1)
La Niña Fraco	Binária (0 e 1)
La Niña Moderado	Binária (0 e 1)
Estado	Numérica (cada número um estado)
Ano	Cada ano

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 2:** Maiores causas de sinistro do seguro agrícola brasileiro entre 2006 e 2017

Evento de sinistro	Número de ocorrências	Indenizações pagas (B)	B/A
Seca	6.567	R\$1.577.132.742	R\$240.160,31
Granizo	7.570	R\$1.062.030.350	R\$140.294,63
Geada	3.939	R\$473.453.860	R\$120.196,46
Chuva excessiva	2.907	R\$338.116.095	R\$116.311,01
Inundação/Tromba d'água	359	R\$38.830.705	R\$108.163,52
Variação excessiva de temperatura	69	R\$5.535.640	R\$80.226,67
Incêndio	149	R\$8.580.452	R\$57.586,93
Ventos fortes/frio	631	R\$25.123.579	R\$39.815,50
Queda de parreiral	76	R\$857.152	R\$11.278,31
Demais causas	502	R\$4.351.146	R\$8.667,62

Elaboração própria com dados do MAPA.

namental, além de 50% do total de área coberta e 58,3% do total de recursos disponibilizados para subsídio.

Dentre as culturas, temos que a soja (42,5%), milho (22,3%), maçã (9,0%) e trigo (7,5%) são as mais representativas dentre aquelas seguradas. A concentração das operações nessas regiões explica em parte a maior exposição ao risco de intempéries climática Brasil (2018).

Avaliando os dados em que o estudo trabalhou, a distribuição vai em linha com a concentração de mercado, visto que a maior parte dos municípios que mostraram eventos de sinistros são da região Sul do país, com destaque para Rio Grande do Sul e Paraná, que sofrem com esses tipos específicos de problemas, sobretudo em culturas como soja, trigo, milho, uva e maçã, que representa mais de 80% do total de eventos de sinistros no período avaliado.

### 3.2 Random Forest (RF)

O algoritmo de aprendizagem de máquinas *Random Forest* (RF) foi desenvolvido por Breiman (2001), tratando de problemas de classificação e regressão por métodos de aprendizagem em árvore a partir do bootstrap dos dados de treinamento, ampliando a aplicação do algoritmo conhecido como CART (*Classification e Regression Trees*) proposto por Breiman et al. (1984). No geral, os métodos em árvore de decisão apresentam baixo viés, mas elevada variância, o que acaba produzindo um sobreajuste (*overfitting*)<sup>2</sup>. A utilização do RF trata o problema da variância ao trabalhar com um número  $n$  de árvores de forma que ao produzir  $n$  observações independentes  $\hat{f}_1, \hat{f}_2, \dots, \hat{f}_n$ , uma para cada nó final das árvores, é possível reduzir a variância por meio da média, dado que a variância individual de cada árvore é maior do que a variância da média delas (ou  $\sigma_n^2 > \sigma^2/n$ ).

### 3.3 Support Vector Machine (SVM)

O chamado *Support Vector Machine* é um método que pode ser usado para predição, buscando em um dado espaço de entrada encontrar um vetor de observações de um conjunto de treinamento, permitindo a construção de um hiperplano que possibilite a separação do conjunto de pontos nas categorias que se deseja prever (duas, no caso do atual estudo). O método foi sugerido inicialmente por Vapnik (2006) e depois Cortes & Vapnik (1995) fizeram modificações para um método mais geral que abrange o caso em que não há formas de separação linear.

### 3.4 k-Nearest Neighbours

O último algoritmo que será utilizado, e que não consta em Pijl (2017), é o que usa informações dos dados de  $k$ -vizinhos feita por um classificador baseado em memória chamado *k-Nearest Neighbours* ( $k$ -NN), sendo parte da família dos algoritmos de *Machine Learning* da chamada aprendizagem preguiçosa (*lazy learning*). O método é considerado não paramétrico, a despeito da necessidade de estabelecer um  $k$  a priori para estabelecer o número de vizinhos que o algoritmo vai avaliar. Conforme Cunningham & Delany (2007) mostram, a classificação por  $k$ -NN pode ser dividida em duas partes, sendo a primeira aquela que determina os chamados vizinhos mais próximos e a segunda é a determinação da classe usando tais vizinhos. Torgo (2016) ressalta que o método é fortemente dependente da noção de similaridade entre as observações, estabelecida com a ajuda de uma métrica que avalia distâncias no espaço de entrada, sendo a distância euclidiana a mais usual de todas.

### 3.5 Algoritmo SMOTE

O algoritmo SMOTE (*Synthetic Minority Oversampling Technique*) executa uma abordagem de sobreamostragem para reequilibrar o conjunto de treinamento original. Em vez de aplicar uma replicação simples das instâncias de classe minoritária, a ideia principal do SMOTE é apresentar exemplos sintéticos. Esses novos dados são criados por interpolação entre várias instâncias de classe

---

<sup>2</sup>O processo ocorre quando o método apresenta uma grande performance no conjunto de dados no qual foi treinado, mas o desempenho piora significativamente quando se passa para o conjunto de dados para teste.

minoritária que estão dentro de uma vizinhança definida. Por esse motivo, diz-se que o procedimento está focado no “espaço de *features*” e não no “espaço de dados”, ou seja, o algoritmo é baseado nos valores das *features* e sua relação, em vez de considerar os pontos de dados como um todo (Chawla et al. 2002).

### 3.6 Validação Cruzada

O processo de seleção dos hiperparâmetros de cada algoritmo será feito a partir de um método conhecido como validação cruzada (*cross-validation*), em que se separa de forma aleatória o conjunto de treinamento em vários outros subconjuntos menores, com o objetivo de atingir a configuração de algoritmo que apresente à maior acurácia durante as predições desses subconjuntos. O método usado no presente trabalho, descrito em Hastie et al. (2009), é conhecido como *k-fold cross-validation*, que consiste em dividir o conjunto de dados em  $k$  partes de igual tamanho, de tal forma que o algoritmo separa a  $k$ -ésima parte e estabelece o treinamento nas  $k-1$  partes restantes. Após treino, o conjunto separado é utilizado para a validação, estimando o erro de predição. Cada  $k$ -ésima parte será usada como conjunto para a validação com o objetivo de chegar em uma configuração de modelo que consiga o máximo possível de generalização na predição da base de dados. Não há uma regra estabelecida para a seleção de  $k$ , mas Hastie et al. (2009) ressalta que o  $k$  é escolhido de forma que cada subconjunto seja grande o suficiente para ser estatisticamente representativo do conjunto de dados e que  $k = 10$  é a escolha mais usual dentre os pesquisadores, também sendo escolhido para esse trabalho.

### 3.7 Medidas para avaliar o desempenho

A avaliação de performance não se limita apenas ao cálculo da acurácia, que pode mascarar um desempenho aquém do esperado ao prever corretamente apenas uma das classes da variável resposta, enquanto apresenta uma baixa capacidade preditiva na categoria complementar. Dessa forma, outras métricas foram utilizadas para analisar o desempenho dos algoritmos: Matriz de Confusão, Sensibilidade, Sensitividade, Precisão e Coeficiente de Correlação de Matthews (MCC).

A partir da base inicial, que compreende os anos de 2006 a 2017, foi separado o ano de 2017 para a avaliação da performance dos modelos ajustados, compreendendo 7764 observações com um percentual de 81,5%/18,5% para as classes 0 e 1, respectivamente.

#### Matriz de Confusão

Para avaliar os problemas envolvendo variáveis binárias as métricas mais comuns de análise de performance são derivadas da chamada matriz de confusão, que pode ser ilustrada conforme a Figura 1:

Dessa forma, em uma dada amostra de tamanho  $N$  com 2 categorias, sendo  $p$  observações de 0 e  $1-p$  observações de 1, o melhor desempenho é atingindo quando  $VN = p$  e  $VP = 1-p$ , ou seja, a soma da diagonal principal da matriz é  $N$ . O desempenho pode ser observado no que é chamado de medida de acurácia:

**Figura 1:** Matriz de confusão

		Efetivo	
		0	1
Predito	0	Verdadeiro Negativo (VN)	Falso Negativo (FN)
	1	Falso Positivo (FP)	Verdadeiro Positivo (VP)

Fonte: Elaboração do autor com base em Abd Elrahman & Abraham (2013).

$$Acurácia: \frac{VN + VP}{VN + FN + FP + VP} \quad (1)$$

em que quanto mais próximo de 1, mais próximo  $VN + VP$  estará de  $N$ , representando 100% de acerto na predição, ao passo que 0 indicaria 0% de acerto. É difícil atingir 100% de acerto, portanto, é necessário olhar o desempenho individual de cada categoria. Além de olhar o valor absoluto em cada entrada da matriz, é possível calcular as Taxas de Verdadeiro Positivo (TVP) e Taxas de Verdadeiro Negativo (TVN), conforme as expressões 2 e 3.

$$TVP = \frac{VP}{VP + FN} \quad (2)$$

$$TVN = \frac{VN}{VN + FP} \quad (3)$$

#### Limiar, Curva ROC e AUC

O vetor predito, fruto das regressões RF e SVM, é composto por valores contínuos entre 0 e 1, ao passo que a variável original que se pretende prever é composta pelos valores discretos 0 ou 1. Assim, é preciso alterar os dados preditos de forma a torná-los binários, como mostra Fawcett (2006), caso contrário não será possível estabelecer a Matriz de Confusão ou outro critério de performance relevante para o método. A transformação é feita de forma que:

$$\hat{y}_n^* = \begin{cases} 0, & \hat{y}_n < \tau \\ 1, & \hat{y}_n \geq \tau \end{cases} \quad (4)$$

em que  $\hat{y}_n$  são as observações preditas pelos modelos,  $\hat{y}_n^*$  são as observações transformadas na variável binária, 0 ou 1, dependendo de  $\tau$ , conforme Pijl (2017). O desafio agora é encontrar tal limiar  $\tau$  (conhecido como *threshold*<sup>3</sup>) que guiará essa divisão, sendo ele definido a partir da chamada curva ROC. A curva ROC (Receiver Operating Characteristics) é uma técnica de visualização gráfica utilizada para aumentar o acerto e reduzir o volume de “alarmes falsos” (Fawcett 2006). Com o vetor de  $\tau \in [0, 1]$  é possível calcular diversas matrizes de confusão, extraindo o TVP, conhecido na métrica da ROC como Sensitividade, e o TVN, chamado de Especificidade. De fato, o  $\tau$  que se deseja buscar é aquele que resulta na maior Sensitividade e Especificidade. Além disso, a elaboração da curva ROC permite calcular outra medida, a área embaixo da ROC, ou AUC (*Area under the ROC Curve*). A avaliação da AUC se dá entre 0,5 e 1 e indica quanto o modelo é capaz de distinguir entre classes, ou seja, quanto maior a AUC, maior o acerto do modelo (Fawcett 2006).

<sup>3</sup>Uma revisão teórica e discussão da literatura envolvendo a determinação da *threshold* para avaliação da predição está disponível em Liu et al. (2005) e Pei et al. (2013).

Conforme Elrahman e Abraham (2013) mostram, a área pode ser calculada por:

$$AUC = \frac{TVP + TVN}{2}. \quad (5)$$

Precisão e coeficiente de correlação de Matthews

É recomendado avaliar ainda o desempenho em duas métricas: a precisão e o coeficiente de correlação de Matthews (MCC). Como mostram Abd Elrahman & Abraham (2013) e Boughorbel et al. (2017):

$$\text{Precisão Categoria Negativa} = \frac{VN}{VN + FN} \quad (6)$$

$$\text{Precisão Categoria Positiva} = \frac{VP}{VP + FP} \quad (7)$$

$$MCC = \frac{VP \times VN - FP \times FN}{\sqrt{(VP + FP)(VP + FN)(VN + FP)(VN + FN)}} \quad (8)$$

A precisão foca na proporção de acertos na categoria positiva (ou 1, no caso do exemplo binário) em relação aos totais de acertos. Ou seja, além disso, também há a estimativa para a precisão da categoria negativa (0, no caso). No caso em que desejamos estudar, ter uma elevada precisão na categoria positiva significa acertar a ocorrência de sinistro, por isso a importância de ter uma elevada precisão. Já o coeficiente de correlação de Matthews é outra medida de performance, levando em conta as taxas de acerto tanto da categoria positiva, quanto da negativa, mostrando uma espécie de correlação entre o valor real e o predito.

Os métodos foram aplicados utilizando-se o software R (Team et al. 2013), sendo que foram utilizados os pacotes *DMwR* (Torgo & Torgo 2013) para a aplicação do método SMOTE e os pacotes *caret* (Kuhn et al. 2008), *ranger* (Wright & Ziegler 2015) e *kernelab* (Karatzoglou et al. 2004) para os demais métodos.

#### 4 Resultados e Discussão

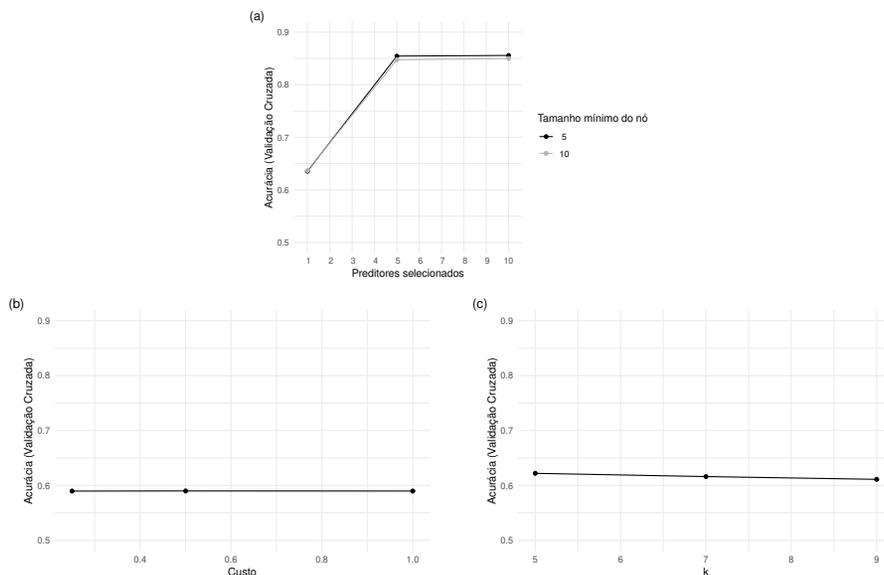
Esta seção mostra os resultados separadamente para cada método, com exceção das medidas de acurácia de predição do conjunto de teste, que são apresentadas conjuntamente ao final de modo a facilitar a comparação entre os métodos.

O rebalanceamento da base de treino pelo algoritmo SMOTE resultou em uma base de 104.356 observações das 13 variáveis preditivas, sendo que a variável binária que reporta a ocorrência de sinistro, que antes era composta por uma relação 76,3%/23,7% de 0 e 1, agora está balanceado em 57,1%/42,9%. Por sua vez, o conjunto de teste representa cerca de 7.764 observações de tais variáveis, mas segue desbalanceado de forma a representar o cenário real com uma relação 81,5%/18,5%.

A escolha dos parâmetros foi feita por meio do processo de validação cruzada, com 10 *folds*, sendo apresentados os resultados na Figura 2.

O algoritmo *Random Forest* foi treinado com um número fixo de 500 árvores e utilizando o índice de Gini como regra de divisão. Os parâmetros “tamanho mínimo do nó” e “número de preditores” foram definidos por meio

**Figura 2:** Erro Quadrático Médio (EQM) de acordo com os parâmetros escolhidos, por método. (a) Random Forest; (b) Support Vector Machine; (c) k-Nearest Neighbours



Fonte: Elaboração própria.

da validação cruzada, chegando-se aos valores de 5 e 10, respectivamente. Entretanto, como se observa na figura 2a, a acurácia se mostrou similar em comportamento e valor para as diversas combinações de parâmetros testadas.

Por sua vez, para a aplicação do *Support Vector Machine*, utilizou-se a função de base radial<sup>4</sup>. O parâmetro sigma foi definido como  $3,49e^{-10}$  pelo método heurístico descrito em Caputo et al (2002) e o parâmetro custo foi definido por meio da validação cruzada, chegando-se a um valor de 0,5 (Figura 2b).

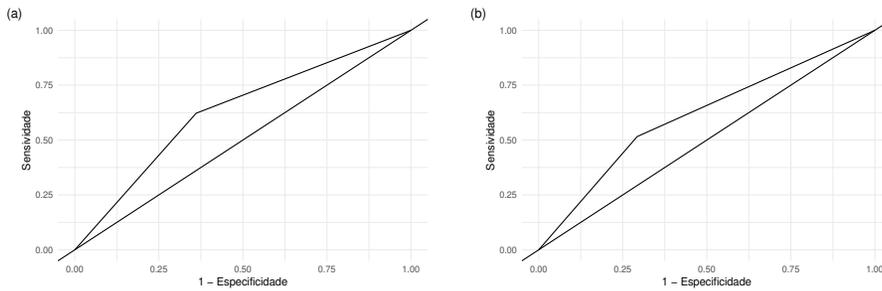
Para o k-NN, optou-se por testar a acurácia com um  $k$  variando de 5 a 9 vizinhos, conforme a Figura 1c. O EQM é reduzido ao selecionar  $k = 5$ , embora com uma performance menor de 5% superior em relação à um  $k$  igual a 9, que obteve o pior desempenho (Figura 2c).

Após selecionar as melhores configurações de cada método foram realizadas as predições para o conjunto de teste, que envolvem os dados de 2017. Para transformar os vetores preditos das ocorrências de sinistros em variáveis binárias, no caso do RF e SVM, a estimativa do *threshold* se deu pela curva ROC, buscando a melhor relação entre a sensibilidade e a especificidade. A Figura 3 mostra como foi o resultado considerando os dois modelos para um conjunto de *threshold*.

O algoritmo RF mostrou um desempenho preditivo superior ao SVM, sobretudo no ponto escolhido como  $\tau$  em ambos os casos, podendo destacar que ambos estão acima da linha de 45°, que sinaliza o limite mínimo da curva AUC (0,5) (Figura 4). A superioridade é confirmada ao se calcular a AUC, que é de

<sup>4</sup>Conforme mostra Hastie et al. (2009), a função radial pode ser definida como  $f(x) = \sum_{j=1}^M K_{\lambda_j}(\xi_j, x)\beta_j = \sum_{j=1}^M D\left(\frac{\|x - \xi_j\|}{\lambda_j}\right)\beta_j$ , em que  $\xi_j$  é um parâmetro de localização,  $\lambda_j$  é parâmetro de escala e  $D$  pode ser uma função gaussiana.

**Figura 3:** Curvas ROC para os modelos Random Forest e SVM



Fonte: Elaboração própria.

0,63 no caso da RF e de 0,61 no caso da SVM. No caso do método k-NN escolhido, a resposta já é binária e, portanto, não necessitou de uma configuração de um *threshold*, podendo estabelecer uma avaliação do método logo após a classificação do conjunto de teste.

É possível ver nas matrizes de confusão da Figura 4 a performance preditiva de cada método, ressaltando qual mostrou melhor desempenho tanto para o não sinistro (0) quanto para a ocorrência de sinistro (1). De forma geral, os algoritmos RF e SVM apresentam uma melhor capacidade preditiva, principalmente por apresentar um número menor em sua diagonal secundária. No entanto, nenhum dos algoritmos apresentou desempenho adequado na previsão da ocorrência de sinistro, ou seja, o verdadeiro positivo (prever 1 quando de fato era 1). A importância desse resultado consiste em errar justamente em situações em que de fato o sinistro aconteceu, não conseguindo antecipar o seu evento.

**Figura 4:** Matriz de confusão por método, RF, SVM e k-NN

		RF		SVM	
		Efetivo		Efetivo	
		0	1	0	1
Predito	0	4041	544	4471	697
	1	2283	896	1853	743

Fonte: Elaboração própria.

O custo financeiro em prever que não aconteceria um sinistro em um contrato que sofreu sinistro (prever 0 quando era 1) é maior do que no caso em que se prevê sinistro para um contrato que de fato não ocorreu sinistro (prever 1 quando era 0), visto que no primeiro caso acontecerá uma saída de caixa (indenização) não esperada e no segundo caso haverá apenas uma alocação de recursos para uma reserva técnica, portanto, sem perdas para a seguradora. A seguradora pode não estar com liquidez para a primeira situação, incorrendo em custos de empréstimos e penalizações pelo órgão regulador, ao passo que no segundo caso ela terá apenas separado o dinheiro, podendo ser investido nos ativos descritos em Central (2015).

Após a projeção de cada método, cabe a comparação das principais medidas de desempenho elencadas na seção anterior, para então ter a certeza do melhor modelo. A Tabela 3 mostra desempenho o preditivo similar do *Random Forest* e SVM quando se analisa as demais de comparação, isto é, Acu-

rácia, TVP, TVN, Precisão e MCC. Observa-se a proximidade do desempenho dos métodos RF e SVM, sendo o primeiro superior na previsão de não sinistros e o último levemente superior na previsão dos sinistros. Vale ressaltar que mesmo treinando o algoritmo com uma base balanceada, o desempenho foi pior em prever 1 do que a categoria 0 em todos os métodos testados, ressaltando a dificuldade em se antever eventos de sinistro.

**Tabela 3:** Principais medidas de avaliação de predição por método.

	Acurácia	TVN	TVP	Precisão (0)	Precisão (1)	MCC
RF	0,6359	0,6390	<b>0,6222</b>	<b>0,8813</b>	0,2818	<b>0,2065</b>
SVM	<b>0,6716</b>	<b>0,7070</b>	0,5160	0,8651	<b>0,2862</b>	0,1837
k-NN	0,6073	0,6395	0,4687	0,8409	0,2284	0,0866

Elaboração própria.

Abrindo os resultados, é possível observar a diferença por estado na Tabela 4, também revelando a alternância de melhor capacidade preditiva entre os métodos RF e SVM. Considerando apenas aqueles estados com mais de 500 contratos para o ano de 2017 na base de dados estudada, os algoritmos RF e SVM mostraram um índice de acurácia médio de 0,65 (ou 65% de acerto) superior a acurácia do k-NN (0,60) para a média simples dos mesmos contratos.

**Tabela 4:** Acurácia da predição dos sinistros ocorrido em 2017, por estado e por método

Estado	Número de observações	RF	SVM	k-NN
AL	2	<b>1,00</b>	<b>1,00</b>	<b>1,00</b>
BA	45	0,69	<b>0,80</b>	0,71
DF	8	<b>0,62</b>	<b>0,62</b>	0,37
ES	9	<b>0,67</b>	0,44	0,44
GO	537	0,62	<b>0,77</b>	0,66
MA	2	0,00	0,00	0,00
MG	557	0,56	<b>0,65</b>	0,60
MS	325	0,60	<b>0,81</b>	0,72
MT	209	0,64	<b>0,77</b>	0,70
PE	1	<b>1,00</b>	0,00	0,00
PR	3852	<b>0,66</b>	<b>0,66</b>	0,59
RO	1	0,00	0,00	0,00
RS	723	<b>0,61</b>	<b>0,61</b>	0,55
SC	270	0,57	0,56	<b>0,63</b>
SE	2	<b>1,00</b>	0,50	0,50
SP	1220	0,62	<b>0,67</b>	0,62
TO	1	<b>1,00</b>	<b>1,00</b>	0,00

Fonte: Elaboração própria.

Destacando apenas a região Sul, que apresenta 4.845 das 7.764 observações desse conjunto de teste, a média de acurácia foi de 0,61 para o RF, de 0,61 para o SVM e de 0,59 para o k-NN. Na região Sudeste (correspondendo a 23% da base de teste), o indicador de acurácia médio ficou em 0,62, 0,59 e 0,55, respectivamente. Naqueles estados em que há somente uma observação de sinistro para o período abordado há uma dificuldade adicional para a predição, visto que no próprio conjunto de treinamento o número de observações para

esses estados também era reduzido, destacando os estados da região Nordeste e Nordeste do país.

Considerando-se as principais culturas em termos de apólices e sinistros, sejam elas a soja, milho 2ª safra e trigo, representando 73,3% do número de sinistros para o ano de 2017, temos que o algoritmo SVM apresentou desempenho médio superior aos demais. Enquanto o algoritmo SVM apresentou Acurácia de 0,75, 0,68 e 0,54 para as três culturas, respectivamente, o algoritmo RF registrou previsão inferior, com Acurácia de 0,68, 0,52 e 0,52, sendo que o mesmo aconteceu no caso do k-NN, com 0,65, 0,59 e 0,54 (Tabela 5).

Por fim, cabe destacar o desempenho preditivo por seguradora. Em 2017, 10 das 12 seguradoras que atuam no mercado de seguro agrícola naquele ano apresentaram algum tipo de sinistro. O algoritmo SVM mostrou acurácia predominantemente superior aos demais, seguido pelo RF e o k-NN. Destaca-se, no entanto, a utilidade relativa dessas metodologias na predição dos eventos em que ocorreu sinistros em si, dado que conforme já discutido, a precisão para a classificação de eventos de sinistro foi baixa para todos os algoritmos (Tabela 6).

## 5 Conclusões

Este estudo teve o objetivo avançar na predição de ocorrências de sinistros no mercado de seguro agrícola, sendo essa uma variável de relativa importância para a estabilidade das operações das seguradoras, em geral.

Em ramos tradicionais do mercado segurador, por exemplo, ramo de automóveis, tais questionamentos já estão relativamente pacificados. Ao longo do tempo, diferentes abordagens foram testadas utilizando amostras suficientemente grandes para garantir a precisão dos resultados. Em ramos mais recentes, por exemplo, o ramo rural, que possui idiosincrasias que o distanciam das abordagens tradicionais, diversas questões ainda precisam ser respondidas.

Uma das principais e foco deste estudo, refere-se à ausência de metodologias capazes de antecipar e prever com relativa precisão os sinistros agrícolas. Para as companhias seguradoras isso implica em alocar um volume incerto de provisão. Se superestimar o volume necessário, a seguradora pode ter sua rentabilidade afetada, tendo que sustentar custos desnecessários. Caso contrário, há risco de incapacidade de pagamento das indenizações aos segurados com severas penalizações pela SUSEP ou até mesmo risco de insolvência.

Cabe destacar que a maior parte da alocação dessas provisões segue as metodologias propostas pela SUSEP, mas ainda há provisões que carecem de metodologias e que as próprias seguradoras precisam desenvolver e encaminhar como notas técnicas para o órgão fiscalizador (Brasil 2017).

Nesse contexto, aplicam-se neste estudo os métodos de aprendizagem de máquinas *Random Forest* (RF), *Support Vector Machine* (SVM) e *k-Nearest Neighbors* (k-NN) foram escolhidos para elaborar a predição da ocorrência ou não do sinistro agrícola na parte do mercado que participa do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR) do ano de 2017, após o treino do algoritmo com os dados do período entre 2006 e 2016.

Os resultados mostraram que os métodos Random Forest e SVM registraram melhor desempenho, com o primeiro exibindo uma performance levemente superior na predição do não sinistro. No entanto, ambos apresentaram

**Tabela 5:** Acurácia da predição dos sinistros ocorrido em 2017, por cultura e por método

Cultura	Observações	RF	SVM	k-NN
Abacate	1	0,00	0,00	<b>1,00</b>
Abóbora	3	0,33	0,33	<b>0,67</b>
Abobrinha	1	<b>1,00</b>	<b>1,00</b>	<b>1,00</b>
Alface	1	<b>1,00</b>	0,00	<b>1,00</b>
Algodão	15	0,60	<b>1,00</b>	0,80
Alho	33	0,58	<b>0,79</b>	0,67
Ameixa	77	0,57	<b>0,61</b>	0,53
Arroz	54	0,61	<b>0,76</b>	0,70
Atemoia	2	<b>1,00</b>	0,50	<b>1,00</b>
Aveia	9	<b>1,00</b>	0,56	0,56
Banana	4	<b>0,50</b>	0,25	0,00
Batata	20	<b>0,55</b>	0,50	0,45
Berinjela	3	<b>0,67</b>	0,00	0,33
Beterraba	1	0,00	0,00	0,00
Café	218	<b>0,82</b>	0,68	0,63
Cana-de-açúcar	155	<b>0,96</b>	0,74	0,59
Canola	7	0,57	0,57	<b>0,71</b>
Caqui	47	0,53	<b>0,64</b>	0,51
Cebola	55	0,49	<b>0,55</b>	0,53
Cenoura	7	<b>0,71</b>	<b>0,71</b>	0,43
Cevada	32	<b>0,66</b>	0,50	0,41
Chuchu	1	0,00	<b>1,00</b>	<b>1,00</b>
Couve-flor	1	<b>1,00</b>	<b>1,00</b>	<b>1,00</b>
Feijão	186	<b>0,66</b>	0,57	0,59
Goiaba	10	0,40	<b>0,60</b>	0,30
Kiwi	8	<b>0,63</b>	0,38	0,50
Laranja	7	0,57	0,29	<b>0,71</b>
Maçã	122	0,47	0,61	<b>0,64</b>
Mandioca	8	<b>1,00</b>	0,50	0,63
Melancia	12	<b>0,58</b>	<b>0,58</b>	0,50
Melão	1	0,00	0,00	0,00
Milho 1ª safra	392	<b>0,73</b>	0,53	0,50
Milho 2ª safra	1577	0,52	<b>0,68</b>	0,59
Nectarina	19	<b>0,79</b>	0,53	0,53
Pepino	1	<b>1,00</b>	<b>1,00</b>	0,00
Pêra	22	0,32	0,45	<b>0,64</b>
Pêssego	67	0,58	0,60	<b>0,61</b>
Pimentão	18	<b>0,72</b>	0,61	<b>0,72</b>
Repolho	1	<b>1,00</b>	0,00	0,00
Soja	3296	0,68	<b>0,75</b>	0,65
Sorgo	19	<b>0,74</b>	0,47	0,47
Tangerina	18	0,28	0,72	<b>0,83</b>
Tomate	116	0,64	<b>0,71</b>	0,62
Trigo	818	<b>0,55</b>	0,54	0,54
Triticale	4	0,25	0,00	<b>0,50</b>
Uva	295	<b>0,64</b>	0,56	0,59

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 6:** Acurácia da predição dos sinistros ocorrido em 2017, por seguradora e por método

Seguradora	Número de observações	RF	SVM	k-NN
Aliança do Brasil	1600	<b>0,70</b>	<b>0,70</b>	0,61
Allianz	886	0,67	<b>0,71</b>	0,61
Essor	1146	0,56	<b>0,58</b>	0,56
Excelsior	191	<b>0,65</b>	0,61	0,56
Fairfax	493	0,64	<b>0,71</b>	0,61
Mapfre	1073	0,59	<b>0,65</b>	0,62
Porto Seguro	209	0,62	<b>0,63</b>	<b>0,63</b>
Sancor	959	0,62	<b>0,66</b>	0,59
Swiss Re	1068	0,66	<b>0,73</b>	0,65
Tokio Marine	139	<b>0,55</b>	<b>0,55</b>	0,54

Fonte: Elaboração própria.

uma performance insuficiente na predição do sinistro. Tais resultados revelam achados importantes no processo investigatório. As metodologias empregadas neste estudo e que foram aplicadas em outros ramos, com resultados comparativamente melhores, mostraram relativa incapacidade em prever os eventos de sinistro.

Em futuros estudos, novas abordagens poderão ser utilizadas, bem como novas variáveis que influenciam os sinistros. Como alternativa, poder-se-ia utilizar no lugar de uma variável binária para a ocorrência de sinistros, uma variável numérica indicando valores monetários para cada tipo de sinistro, e não apenas sua ocorrência ou não.

Ademais, a impossibilidade de acessar dados históricos de produtividade em nível de propriedade rural pode ter prejudicado a capacidade de predição dos modelos. O problema nesse caso refere-se à granularidade dos dados. Por exemplo, no caso do ramo de automóveis, os modelos utilizam dados individualizados, por segurado, e não dados municipais como aqueles utilizados neste estudo.

O fato é que captar a variabilidade produtiva, em nível de propriedade rural, utilizando dados em escala municipal acaba por criar dificuldades adicionais no processo de modelagem. Em outras palavras, a atenuação da variabilidade produtiva causada pela agregação dos dados pode ter afetado a performance preditiva dos modelos, principalmente no caso dos eventos de sinistro. Dessa forma, entende-se que a principal limitação do estudo se baseia na estrutura dos dados. Um maior detalhamento das características do produtor e do local de cultivo, por exemplo, solo e nível tecnológico, poderia aumentar a capacidade preditiva dos métodos utilizados.

Os métodos *Random Forest* e SVM registram o melhor desempenho, com o primeiro exibindo uma performance levemente superior na predição do não sinistro, ambos apresentando, no entanto, uma performance insuficiente na predição do sinistro. Este resultado indica a incapacidade das variáveis utilizadas em prever os eventos de sinistro. Como aprimoração deste estudo, seria possível no lugar de uma variável binária para ocorrência de eventos, criar uma variável numérica dando valor para cada tipo de sinistro, e não apenas sua ocorrência ou não. Ademais, a ausência de dados históricos de produtividade a nível de fazenda também prejudica a capacidade de predição, dado que não se pode mensurar adequadamente a variabilidade de produção a ní-

vel municipal e intra-municipal. Para que isso seja possível, é necessária uma maior variedade e maior precisão de dados nas bases de dados disponíveis ao público. Desta forma, a principal limitação do artigo está concentrada na questão dos dados, pois foi preciso trabalhar apenas com dados de bases abertas, muito mais limitados e com um volume de informações mais particulares a cada contrato de seguro muito inferior ao que as próprias seguradoras possuem. Informações mais precisas das características do produtor e do local de cultivo, como solo e tecnologia empregada, poderiam aumentar a potência preditiva dos métodos utilizados. Outro ponto para futuros estudos seria o estudo dos contratos de seguro agrícola que sofrem com mais de um sinistro durante a sua vigência e como isso poderia ser predito, sendo necessária também uma base de dados com estas informações para cada contrato.

### Referências Bibliográficas

- Abd Elrahman, S. M. & Abraham, A. (2013), 'A review of class imbalance problem', *Journal of Network and Innovative Computing* 1(2013), 332–340.
- Baumgartner, C., Gruber, L. F. & Czado, C. (2015), 'Bayesian total loss estimation using shared random effects', *Insurance: Mathematics and Economics* 62, 194–201.
- Bekkar, M. & Alitouche, T. A. (2013), 'Imbalanced data learning approaches review', *International Journal of Data Mining & Knowledge Management Process* 3(4), 15.
- Berlato, M. A., Farenzena, H. & Fontana, D. C. (2005), 'Associação entre El Niño, Oscilação Sul e a produtividade do milho no estado do Rio Grande do Sul', *Pesquisa Agropecuária Brasileira* 40(5), 423–432.
- Borde, S. F., Chambliss, K. & Madura, J. (1994), 'Explaining variation in risk across insurance companies', *Journal of Financial Services Research* 8(3), 177–191.
- Boughorbel, S., Jarray, F. & El-Anbari, M. (2017), 'Optimal classifier for imbalanced data using Matthews correlation coefficient metric', *PloS one* 12(6), e0177678.
- Brasil (2017), Provisões técnicas: orientações da SUSEP ao mercado de seguros, previdência complementar aberta, capitalização e resseguro local, Technical report, Superintendencia De Seguros Privados (SUSEP).  
**URL:** <http://www.agricultura.gov.br/assuntos/riscosseguro/seguro-rural/relatorios-estatisticos>
- Brasil (2018), Dados de indenizações – 2006 a 2017, Technical report, Ministerio Da Agricultura, Pecuária E Abastecimento (MAPA).  
**URL:** <http://www.agricultura.gov.br/assuntos/riscosseguro/seguro-rural/relatorios-estatisticos>
- Breiman, L. (2001), 'Random forests', *Machine learning* 45(1), 5–32.
- Breiman, L., Friedman, J. H., Olshen, R. A. & Stone, C. J. (1984), 'Classification and regression trees. Belmont, CA: Wadsworth', *International Group* 432, 151–166.

- Cabrera, V. E., Fraisse, C. W., Letson, D., Podestá, G. & Novak, J. (2006), 'Impact of climate information on reducing farm risk by optimizing crop insurance strategy', *Transactions of the ASABE* **49**(4), 1223–1233.
- Castro, C. L. & Braga, A. P. (2011), 'Aprendizado supervisionado com conjuntos de dados desbalanceados', *Sba: Controle & Automação Sociedade Brasileira de Automatica* **22**(5), 441–466.
- Central, B. (2015), 'Resolução no 4.444, de 13 de novembro de 2015'.
- Chawla, N. V., Bowyer, K. W., Hall, L. O. & Kegelmeyer, W. P. (2002), 'Smote: synthetic minority over-sampling technique', *Journal of artificial intelligence research* **16**, 321–357.
- Cirino, P. H., Féres, J. G., Braga, M. J. & Reis, E. (2015), 'Assessing the impacts of ENSO-related weather effects on the Brazilian agriculture', *Procedia Economics and Finance* **24**, 146–155.
- Cortes, C. & Vapnik, V. (1995), 'Support-vector networks', *Machine learning* **20**(3), 273–297.
- Cunha, G. R. & Assad, E. D. (2001), 'Uma visão geral do número especial da RBA sobre zoneamento agrícola no Brasil', *Revista Brasileira de Agrometeorologia* **9**(3), 377–385.
- Cunha, G. R., Dalmago, G. & Estefanel, V. (1999), 'ENSO influences on wheat crop in Brazil', *Revista Brasileira de Agrometeorologia* **7**(1), 127–138.
- Fawcett, T. (2006), 'An introduction to ROC analysis', *Pattern recognition letters* **27**(8), 861–874.
- Freitas, M. A. L. (2010), 'Modelo logístico aplicado ao mercado de seguros de auto no Brasil: cálculo da probabilidade de sinistros', *Indicadores Econômicos FEE* **37**(3).
- Harnek, R. F. (1966), Formula loss reserves, Technical report, Insurance Accounting and Statistical Association.
- Hastie, T., Tibshirani, R. & Friedman, J. (2009), *The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction*, Springer Science & Business Media.
- Karatzoglou, A., Smola, A., Hornik, K. & Zeileis, A. (2004), 'kernlab-an s4 package for kernel methods in R', *Journal of statistical software* **11**(9), 1–20.
- Kuhn, M. et al. (2008), 'Building predictive models in R using the caret package', *Journal of statistical software* **28**(5), 1–26.
- Liu, C., Berry, P. M., Dawson, T. P. & Pearson, R. G. (2005), 'Selecting thresholds of occurrence in the prediction of species distributions', *Ecography* **28**(3), 385–393.
- Liu, J., Men, C., Cabrera, V. E., Uryasev, S. & Fraisse, C. W. (2008), 'Optimizing crop insurance under climate variability', *Journal of Applied Meteorology and Climatology* **47**(10), 2572–2580.

- Mack, T. et al. (1994), 'Which stochastic model is underlying the chain ladder method', *Insurance: mathematics and economics* **15**(2-3), 133–138.
- Menardi, G. & Torelli, N. (2014), 'Training and assessing classification rules with imbalanced data', *Data Mining and Knowledge Discovery* **28**(1), 92–122.
- Null, J. (2015), 'El Niño and La Niña years and intensities', *Golden Gate Weather Services (5 Sep 2013)*.
- Oliveira, N. V. (2005), Mercados de Seguros: Solvência, Riscos e Eficácia Regulatória, PhD thesis, Erasmus University Rotterdam.
- Ozaki, V. A. (2008), 'Em busca de um novo paradigma para o seguro rural no Brasil', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **46**(1), 97–119.
- Pei, Y., Kim, T.-K. & Zha, H. (2013), Unsupervised random forest manifold alignment for lipreading, in 'Proceedings of the IEEE International Conference on Computer Vision', pp. 129–136.
- Pijl, T. (2017), A framework to forecast insurance claims, PhD thesis, Erasmus University Rotterdam.
- Rodrigues, A. & Martins, E. (2009), 'Gerenciamento da informação contábil através das provisões técnicas constituídas por sociedades seguradoras', *Revista Universo Contábil* **6**(1), 46–66.
- Sousa, K. M. M. (2010), Modelos lineares generalizados e modelos de dispersão aplicados à modelagem de sinistros agrícolas, PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Steinmetz, S. & Silva, S. (2017), 'Início dos estudos sobre zoneamento agrícola de risco climático (ZARC) no Brasil', *Santo Antônio de Goiás: Embrapa Arroz e Feijão*.
- Team, R. C. et al. (2013), 'R: A language and environment for statistical computing'.
- Torgo, L. (2016), *Data mining with R: learning with case studies*, CRC press.
- Torgo, L. & Torgo, M. L. (2013), 'Package 'dmwr'', *Comprehensive R Archive Network*.
- Vapnik, V. (2006), *Estimation of dependences based on empirical data*, Springer Science & Business Media.
- Weiss, G. M., McCarthy, K. & Zabar, B. (2007), 'Cost-sensitive learning vs. sampling: Which is best for handling unbalanced classes with unequal error costs?', *Dmin* **7**(35-41), 24.
- Wright, M. N. & Ziegler, A. (2015), 'Ranger: a fast implementation of random forests for high dimensional data in C++ and R', *Journal of Statistical Software*.
- Yang, Y., Qian, W. & Zou, H. (2018), 'Insurance premium prediction via gradient tree-boosted tweedie compound Poisson models', *Journal of Business & Economic Statistics* **36**(3), 456–470.

Ye, C., Zhang, L., Han, M., Yu, Y., Zhao, B. & Yang, Y. (2018), 'Combining predictions of auto insurance claims', *ArXiv* .

Zaniboni, N. & Montini, A. (2015), 'Modelos de Poisson inflada de zeros e binomial negativa inflada de zeros na previsão de sinistro de automóveis', *E&G Economia e Gestão* **15**(41).



## Informações aos autores

### Objetivo e Escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

### Política Editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

### Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
  - Arquivo fonte no formato  $\LaTeX$ .
  - Arquivo de referências bibliográficas no padrão  $\BibTeX$ .
  - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
  - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

## Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330



**Editor**

Eliezer Martins Diniz

**Associate Editors**

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

**Editorial Board**

**Affonso Celso Pastore**

USP

**Cássio F. Camargo Rolim**

UFPR

**Clélio Campolina Diniz**

CEDEPLAR

**Eleutério F. S. Prado**

USP

**Francisco Anuatti Neto**

USP/RP

**Geraldo Sant'ana de Camargo Barros**

ESALQ/USP

**José Marcelino da Costa**

NAEA/PA

**Marcelo Portugal**

UFRGS

**Márcio Gomes Pinto Garcia**

PUC/RJ

**Paulo César Coutinho**

UnB

**Pierre Perron**

Boston University

**Ricardo R. Araújo Lima**

UnB

**Roberto Smith**

UFCE

**Rogério Studart**

UFRJ

**Sérgio Werlang**

FGV/RJ

**Victor Bulmer-Thomas**

University of London

**Antônio Barros de Castro**

UFRJ

**Cláudio Monteiro Considera**

UFF

**Denisard C. de Oliveira Alves**

USP

**Fernando de Holanda Barbosa**

FGV-UFF

**Geoffrey J. D. Hewings**

University of Illinois

**Gustavo Maia Gomes**

IPEA

**José A. Scheinkman**

Princeton University

**Maria José Willumsen**

Florida International University

**Mário Luiz Possas**

UFRJ

**Paulo Nogueira Batista Júnior**

FGV/SP

**Pedro Cesar Dutra Fonseca**

UFRGS

**Robert E. Evenson**

Yale University

**Rodolfo Hoffmann**

ESALQ/USP

**Russell E. Smith**

Washburn University

**Tomás Málaga**

FGV/SP

**Wilson Suzigan**

Unicamp