ISSN 0034-7140
00003 >
9 770034 714013

ISSN 0034-7140 (print)
ISSN 1806-9134 (online)
Rio de Janeiro • v. 74 • n. 3 • Jul–Set 2020

# rbe

## Revista Brasileira de Economia

Uma contribuição para as estimativas de multiplicadores fiscais no Brasil: Análise de intervenção em modelos VAR ampliados por *dummies*
*Gilberto da Silveira Barros Neto, Fernando Motta Correia*

Octávio Gouvêa de Bulhões e a *Revista Brasileira de Economia*
*Marcelo Luiz Curado*

Signaling honesty: Institutional strength and voters' concern about corruption in a model of electoral competition
*Marcelo de C. Griebeler, Alexandre R. da Silva*

Índice de motivação multidimensional e desempenho escolar no Brasil
*Francisca Naira Ires, Francisca Zilania Mariano, Alesandra de Araújo Benevides*

Além do PIB per capita: Ensaio sobre medidas de bem-estar para os estados brasileiros
*Thiago Pereira Lôbo, Luciano Nakabashi*

Efeitos de tamanho da sala no desempenho dos alunos: Evidências usando regressões descontínuas no Brasil
*Ieda Rodrigues Matavelli, Naercio Menezes Filho*

v. 74 • n. 3 • Jul–Set 2020

*Revista Brasileira de Economia*

**Patrocinadores (Financiadores)**

Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)
Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes)
Ministério da Educação (MEC)
Programa de Apoio a Publicações Científicas do Ministério da Ciência e Tecnologia (MCT).

r b e

*Revista Brasileira de Economia*

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS**

Instituição de caráter técnico-científico, educativo a filantrópico, criada em 20 de dezembro de 1944 como pessoa jurídica de direito privado, tem por finalidade atuar no âmbito das ciências sociais, particularmente econômica e administração, bem como contribuir para a proteção ambiental e o desenvolvimento sustentável.

**Presidente fundador:** Luiz Simões Lopes.
**Presidente:** Carlos Ivan Simonsen Leal.
**Vice-presidentes:** Francisco Oswaldo Neves Dornelles, Marcos Cintra Cavalcanti de Albuquerque e Sergio Franklin Quintella.

**CONSELHO DIRETOR**
**Presidente:** Carlos Ivan Simonsen Leal. **Vice-presidentes:** Francisco Oswaldo Neves Dornelles, Marcos Cintra Cavalcanti de Albuquerque e Sergio Franklin Quintella.
**Vogais:** Armando Klabin, Carlos Alberto Pires de Carvalho e Albuquerque, Cristiano Buarque Franco Neto, Ernane Galvêas, José Luiz Miranda, Lindolpho de Carvalho Dias, Marcílio Marques Moreira e Roberto Paulo Cezar de Andrade.
**Suplentes:** Aldo Floris, Antonio Monteiro de Castro Filho, Ary Oswaldo Mattos Filho, Eduardo Baptista Vianna, Gilberto Duarte Prado, Jacob Palis Júnior, José Ermírio de Moraes Neto, Marcelo José Basílio de Souza Marinho e Mauricio Matos Peixoto.

**CONSELHO CURADOR**
**Presidente:** Carlos Alberto Lenz César Protásio. **Vice-presidente:** João Alfredo Dias Lins (Klabin Irmãos & Cia).
**Vogais:** Alexandre Koch Torres de Assis, Andrea Martini (Souza Cruz S.A.), Antonio Alberto Gouveia Vieira, Eduardo M. Krieger, Estado da Bahia, Estado do Rio de Janeiro, Estado do Rio Grande do Sul, Luiz Chor, Luiz Ildefonso Simões Lopes, Marcelo Serfaty, Marcio João de Andrade Fortes, Miguel Pachá, Murilo Portugal Filho (Federação Brasileira de Bancos), Pedro Henrique Mariani Bittencourt, Ronaldo Vilela (Sindicato das Empresas de Seguros Privados, de Previdência Complementar e de Capitalização nos Estados do Rio de Janeiro e do Espírito Santo), Sandoval Carneiro Junior, Tarcísio Godoy (IRB-Brasil Resseguros S.A) e Willy Otto Jordan Neto.
**Suplentes:** Almirante Luiz Guilherme Sá de Gusmão, Clóvis Torres (Vale S.A.), General Joaquim Maia Brandão Júnior, José Carlos Schmidt Murta Ribeiro, Luiz Ildefonso Simões Lopes (Brookfield Brasil Ltda), Luiz Roberto Nascimento Silva, Manoel Fernando Thompson Motta Filho, Nilson Teixeira (Banco de Investimentos Crédit Suisse S.A.), Olavo Monteiro de Carvalho (Monteiro Aranha Participações S.A.), Patrick de Larragoiti Lucas (Sul América Companhia Nacional de Seguros), Rui Barreto, Sergio Lins Andrade e Victório Carlos De Marchi.

**Sede:** Praia de Botafogo, 190
Rio de Janeiro, RJ, Brasil · CEP 22250-900 · Tel. 21 3799-6000
Caixa Postal 62591 · CEP 22252-970

# *Normas para Publicação*

r b e

**Escopo / missão**

1) Artigos: trabalhos, de conteúdo analítico, que apresentem contribuições originais, tanto de cunho teórico como de avaliação empírica, no campo geral da economia;

2) Resenha bibliográfica: análise crítica de livros, editados no Brasil e no exterior, que digam respeito à economia.

**Processo de avaliação**

1) Todos os trabalhos submetidos à apreciação da RBE devem ser inéditos (nacional ou internacionalmente), não estando sob consideração para publicação em qualquer outro veículo de divulgação. Os trabalhos publicados em anais podem ser enviados depois de transformados em artigos;

2) Todos os trabalhos submetidos à publicação na RBE são examinados pelo editor e, ocasionalmente, por editores associados que auxiliam na escolha de alguns pareceristas e em decisões editoriais. O editor poderá rejeitar artigos que não estejam próximos da fronteira teórica e/ou empírica, sem a necessidade de apresentar pareceres, de modo a agilizar a submissão do artigo em outras revistas;

3) Em caso de aprovação, o trabalho é editorado e submetido para evisão do autor principal. No pedido de revisão será claramente informado o prazo para envio da revisão. Caso o autor não encaminhe a revisão no prazo estipulado, a publicação do trabalho poderá ser adiada.

**Forma de apresentação dos originais**

Os artigos submetidos à RBE devem obedecer às seguintes regras de apresentação dos originais:

1) O formato dos arquivos deverá ser, preferencialmente, LaTeX (classe *article*), mas artigos encaminhados em RTF ou Microsoft Word também serão aceitos, desde que observado o item 5;

2) Os artigos deverão ser acompanhados de resumos em português e em inglês, com no máximo 100 palavras com indicação de palavras-chave e códigos de classificação JEL;

3) Na primeira página devem constar as seguintes informações sobre cada autor: nome, instituições a que está vinculado e endereço para correspondência;

4) As referências bibliográficas dos artigos devem ser elaboradas de acordo com as normas da Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT – NBR-6023) e apresentadas no final do texto. Quando na utilização do LaTeX, deverá ser utilizado o programa BibTeX;

5) As figuras e gráficos do artigo deverão constar em arquivos separados, nos formatos PDF, PS ou EPS. Os arquivos deverão estar claramente identificados e numerados, e sua localização no corpo do texto claramente identificada;

6) Os trabalhos deverão ser submetidos através do sistema de submissão *online* `http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/`.

FGV

ISSN 0034-7140
Rio de Janeiro • v. 74 • n. 3 • Jul–Set 2020

# r b e

## *Revista Brasileira de Economia*

**Sumário**


| | |
|---|---|
| 235 | Uma contribuição para as estimativas de multiplicadores fiscais no Brasil: Análise de intervenção em modelos VAR ampliados por *dummies*<br>*Gilberto da Silveira Barros Neto, Fernando Motta Correia* |
| 255 | Octávio Gouvêa de Bulhões e a *Revista Brasileira de Economia*<br>*Marcelo Luiz Curado* |
| 277 | Signaling honesty: Institutional strength and voters' concern about corruption in a model of electoral competition<br>*Marcelo de C. Griebeler, Alexandre R. da Silva* |
| 305 | Índice de motivação multidimensional e desempenho escolar no Brasil<br>*Francisca Naira Ires, Francisca Zilania Mariano, Alesandra de Araújo Benevides* |
| 325 | Além do PIB per capita: Ensaio sobre medidas de bem-estar para os estados brasileiros<br>*Thiago Pereira Lôbo, Luciano Nakabashi* |
| 352 | Efeitos de tamanho da sala no desempenho dos alunos: Evidências usando regressões descontínuas no Brasil<br>*Ieda Rodrigues Matavelli, Naercio Menezes Filho* |

A **Revista Brasileira de Economia** é indexada nas bases de dados JEL, EconLit e SciELO.

Os artigos assinados são de responsabilidade exclusiva dos autores. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos, desde que seja citada a fonte.

**Projeto gráfico:** ConsulLaTeX
**Editoração Eletrônica:** Sálvio Marcelo Soares

## CONSELHO EDITORIAL

**Fundadores:** Eugênio Gudin e Arizio de Viana
**Editor:** Ricardo de Oliveira Cavalcanti (FGV/EPGE)
**Editores associados:** Alexandre B. Cunha (UFRJ), Arilton Teixeira (FUCAPE), Bernardo Guimaraes (EESP/FGV), Bruno Sultanum (Federal Reserve Bank of Richmond), Carlos Eugênio da Costa (FGV/EPGE), Cezar Santos (University of Mannheim), Felipe Schwartzman (Federal Reserve Bank of Richmond), Gabriel de Abreu Madeira (USP), Jefferson Donizeti Pereira Bertolai (FEA-RP/USP), José Fajardo (EBAPE/FGV), Juliano J. Assunção (PUC-Rio), Marcelo Cunha Medeiros (PUC-Rio), Paulo Klinger Monteiro (FGV/EPGE) e Vladimir Ponczek (EESP/FGV).

## EDITORA FGV

**Editora Executiva:** Marieta de Moraes Ferreira
**Assinaturas:** Paulo César Peres Appolinário

## EPGE
## Escola Brasileira de Economia e Finanças

**Diretor Geral:** Rubens Penha Cysne
**Vice-Diretor:** Aloisio Araujo
**Coordenadores de Pós-Graduação Acadêmica:** Humberto Moreira & Lucas Jóver Maestri
**Coordenadores de Graduação e Regulação Institucional:** Luis Henrique Bertolino Braido & André Arruda Villela

## CORRESPONDÊNCIA REDATORIAL

**Revista Brasileira de Economia**
Praia de Botafogo, 190 sala 1100
Rio de Janeiro, RJ · CEP 22250-900
E-mail: rbe@fgv.br
Site: http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe

## CORRESPONDÊNCIA COMERCIAL

**Fundação Getulio Vargas / Editora**
Caixa Postal 62591
Rio de Janeiro, RJ · CEP 22250-900
Tel.: 0800-21-7777
Fax: (21) 3799-5532
E-mail: assine@fgv.br

## LIVRARIAS

**Livraria J C Felipe**
Praia de Botafogo, 190
Rio de Janeiro, RJ
Tel.: (21) 3799-5535

**Livraria Faria Lima**
Av. Nove de Julho, 2029
São Paulo, SP
Tel.: (11) 3281-7875

Revista Brasileira de Economia, ano 1 no. 1 set. 1947.
Rio de Janeiro, Fundação Getulio Vargas

v. 23cm trimestral

Revista da EPGE Escola Brasileira de Economia e Finanças da Fundação Getulio Vargas

1. Economia Política - periódicos. I. Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro.

EPGE Escola Brasileira de Economia e Finanças

CDD 33(0.5)
CDU 330.5

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200013
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

# Uma Contribuição Para as Estimativas de Multiplicadores Fiscais no Brasil: Análise de Intervenção em Modelos VAR Ampliados por *Dummies*

Gilberto da Silveira Barros Neto*
Fernando Motta Correia†

**Sumário**

1. Introdução .....235
2. Dados .....237
3. Resultados .....244
4. Considerações finais .....251

**Palavras-chave**
Política fiscal, análise de intervenção, multiplicadores fiscais, Brasil

**JEL Codes**
E62, C32, 054

**Resumo · Abstract**

This article presents estimates for Brazilian spending multipliers for two specific events of expenditure retractions: in the fourth quarter of 1998 and the first quarter of 2003. The multipliers were estimated by intervention analysis in VAR models extended with dummies. The method also made it possible to include a specific event concerning an output shock in the last quarter of 2008 (international crisis) for the estimation of the fiscal response to the cycle. Spending multipliers are positive, between $1,53 and $2,75 at the impact. For each $1 reduction on output, primary surplus deteriorates between $0,4 and $0,5.
no produto, ocorre uma deterioração do resultado primário entre $0,4 e $0,5.

## 1. Introdução

Os estudos empíricos de política fiscal para o Brasil — aqueles que utilizam a abordagem de vetores autorregressivos (VAR) — sugerem, em geral, a existência de multiplicadores fiscais keynesianos, especialmente o multiplicador fiscal dos gastos do governo.[1] Entende-se por multiplicadores keynesianos o estado em

*Universidade Federal do Paraná (UFPR), Departamento de Economia. Av. Prefeito Lothário Meissner, 632, térreo, Jardim Botânico, Curitiba, Paraná, CEP 80210-170, Brasil. 0000-0002-5246-8575

†Universidade Federal do Paraná, Departamento de Economia, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE/UFPR). Av. Prefeito Lothário Meissner, 632, térreo, Jardim Botânico, Curitiba, Paraná, CEP 80210-170, Brasil. 0000-0002-0739-6103

gilsbn@gmail.com fmottabr@yahoo.com.br

[1] Ver Peres (2006, 2012); Peres e Ellery (2009); Ilzetzki (2011); Pires (2012, 2014); Oreng (2012); Matheson e Pereira (2016); Orair, Siqueira, e Gobetti (2016); D. d. P. Mendonça, Marçal, e Holland (2016); Castelo-Branco, Lima, e Paula (2017); Grudtner e Aragon (2017) e Barros e Correia (2019).



This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Recebido em 26 de março de 2019
Aceitação final em 27 de fevereiro de 2020

que choques positivos nos gastos do governo geram expansões do produto, e choques positivos nas receitas do governo (tributos) geram retrações no PIB. Não obstante, existem trabalhos que encontraram evidências não convencionais (i.e., multiplicadores próximos a zero ou até mesmo com sinais invertidos).[2] Boa parte dessa literatura utiliza o método de identificação estrutural (SVAR), ainda que seja possível encontrar exemplos de abordagens mais sofisticadas (e.g., mudança de regime, threshold). A diferença nas estimativas dos multiplicadores nos diversos trabalhos pode ser resultado tanto do método de identificação quanto da amostra utilizada em cada estudo. As amostras diferem em termos do período analisado e, ainda mais importante, da própria definição das variáveis fiscais utilizadas nas estimações. Tais diferenças metodológicas e amostrais demanda a devida cautela na análise e interpretação conjunta dos resultados da literatura.

No presente estudo a estratégia de Ramey e Shapiro (1998) foi adaptada ao caso brasileiro: Foram identificados períodos específicos (i.e., trimestres específicos) que concentram grandes variações nas séries fiscais. Tais períodos foram controlados através da inclusão de variáveis dummy em modelos VAR com três variáveis endógenas. Os eventos fiscais selecionados são relacionados a dois casos de forte ajuste nas despesas primárias do governo central — em 1998:4 e 2003:1. Ao longo da pesquisa, também ficou claro que a estratégia poderia ser prontamente adaptada para incluir também eventos exógenos da própria atividade econômica — permitindo a análise da resposta cíclica da política fiscal do governo —: o impacto da crise financeira internacional, no quarto trimestre de 2008. A estratégia de análise de intervenção permite estimar dois multiplicadores de gastos do governo e uma resposta cíclica da política fiscal nos trimestres mencionados, uma contribuição que se soma à literatura empírica brasileira, largamente concentrada em estimativas de multiplicadores "médios", ou seja, estimativas médias para todo o segmento amostral. As funções impulso-resposta (FIR) descrevem respostas dinâmicas das variáveis de um sistema VAR com três variáveis endógenas (despesa do governo, produto e receita do governo) em face dos dois choques fiscais e do choque no produto singulares, representados pelas *dummies*. Foi a partir dos coeficientes estimados das dummies que se construiu as FIRs e os valores implícitos dos multiplicadores fiscais e da resposta cíclica do governo. Ademais, o presente estudo se beneficia de duas amostras de dados fiscais trimestrais para o período 1997–2014. A primeira, a partir dados oficiais do resultado do governo central, da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), e as estimativas alternativas de receitas e despesas primárias do governo central produzidas no âmbito do Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (Ipea), segundo metodologia descrita em Gobetti e Orair (2017). As estimativas do Ipea incorporam correções em razão da presença de problemas de classificação, conceituais e até as manobras contábeis e extraorçamentárias nos dados oficiais. As

[2] Ver M. J. Mendonça, Medrano, e Sachsida (2009) e Cavalcanti e Silva (2010).

séries do Tesouro Nacional, por sua vez, também sofreram alterações pelos autores deste estudo, visando correção de erros de classificação e conceitos mais graves, além do expurgo dos valores relativos à capitalização da Petrobrás em 2010. As séries do Tesouro (ajustadas) e do Ipea, ao fim, têm magnitudes (nível) e dinâmicas similares. O uso de ambas as fontes fiscais dá robustez aos resultados encontrados.

Além desta introdução, este artigo está organizado como a seguir. A seção 2 descreve em detalhes a base de dados utilizada nas estimativas dos modelos VAR ampliados por dummies, com foco nos dois conjuntos de dados fiscais (Tesouro e Ipea). Esta seção também inclui uma discussão sobre a escolha dos períodos considerados como eventos exógenos controlados pelas variáveis dummy. A seção 3 apresenta os principais resultados e as estimativas dos multiplicadores dos gastos do governo e também da resposta cíclica da política fiscal. A seção 4 conclui. Ao longo do restante do texto, algumas notas de rodapé fazem menções a um material complementar — uma série de apêndices — que detalham vários dos procedimentos e discussões (literatura relevante, ajustamento das séries do Tesouro, testes estatísticos e de raiz unitária, entre outros). Este material complementar pode ser requisitado aos autores.

## 2. Dados

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) produz séries das Contas Nacionais Trimestrais (CNT) desde 1995. AS CNT disponibilizam dados do PIB nominal, variação de volume (taxas de crescimento real) do PIB e componentes (pela ótica da despesa). As séries de volume (com e sem ajuste sazonal) estão disponíveis a partir de 1996. Entre o primeiro trimestre de 1995 e o último de 2017 contam-se 92 observações.

No âmbito fiscal, não existem dados oficiais do governo consolidado brasileiro para o mesmo período. O pesquisador enfrenta um tradeoff entre trabalhar com estimativas fiscais não-oficiais — construídas para períodos específicos — ou com dados oficiais do governo central. O Tesouro Nacional divulga valores mensais correntes das receitas e despesas do governo central (acima da linha) a partir de janeiro de 1997. Esses dados podem ser agrupados para formar séries trimestrais que totalizam 84 observações entre 1997:1 e 2017:4. A estratégia de utilizar dados do governo central como proxy das variáveis fiscais do governo consolidado já foi utilizada em outros trabalhos empíricos VAR e será seguida nessa pesquisa.[3,4]

[3] Peres (2006, 2012); Peres e Ellery (2009); Ilzetzki (2011); e Matheson e Pereira (2016).

[4] Existe a possibilidade de utilizar as séries do setor público (receita líquida e consumo do governo) disponíveis nas contas nacionais do IBGE. Neste caso, o agregado consumo do governo se refere apenas a uma parte dos gastos primários totais do setor público, Deixam de fora gastos de transferências (que são incluídos na renda privada disponível do setor privado) — também retirados das receitas públicas para formar a renda líquida do governo. Os gastos com previdência (INSS) são exemplos

Além da limitação do número de observações, Gobetti e Orair (2017) mostram que os dados oficiais possuem outras distorções. As imperfeições nos dados do Tesouro Nacional são de três tipos: (i) os problemas de composição — erros na alocação de algumas fontes de receitas e despesas (dentro das subcategorias), mas que não afetam os níveis totais de receita líquida ou despesa primária (muito menos o resultado primário) —, com impactos na participação relativa das categorias dentro dos totais de receita líquida[5] e despesa primária; (ii) os problemas de montante — originados pela inserção, em algum ponto no tempo, de operações intraorçamentárias nas estatísticas oficiais, que ampliam tanto receitas quanto despesas primárias no mesmo montante — distorcendo o nível e a dinâmica (crescimento) dos totais de receita líquida e despesa primária, apesar de não alterarem o resultado primário;[6] (iii) os problemas das manobras contáveis — operações extraorçamentárias ou para-fiscais — que afetaram tanto o nível da receita líquida e despesa primária quanto as dinâmicas dessas variáveis, com impactos no resultado primário em vários anos.[7] Séries corrigidas foram produzidas no âmbito do Ipea, por Gobetti e Orair, para o período desde o início das séries oficiais (isto é, janeiro de 1997) até pelo menos junho de 2017 — e utilizadas nas estimações a seguir.

Em paralelo, também foram utilizadas as séries de receita e despesa primárias do Tesouro Nacional. Estas foram ajustadas pelos próprios autores deste trabalho, dando conta de alguns dos problemas apontados por Gobetti e Orair (2017) — principalmente os problemas de composição e montante mencionados acima. Estes podem ser corrigidos pela manipulação das categorias das receitas e despesas disponibilizadas on-line. O problema das manobras contáveis não pode ser resolvido

desse tipo. Por seu turno, os gastos públicos em investimentos são incluídos no agregado Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) juntamente com o investimento privado. Santos et al. (2012) estimaram as despesas com formação de capital das administrações públicas para o período 2002–2012, que podem ser somadas ao consumo do governo para formar uma primeira aproximação dos gastos primários do governo. Santos, Silva, e Ribeiro (2010) produziram estimativas não-oficiais da receita líquida do governo consolidado para o período 1995–2009. M. J. Mendonça et al. (2009), Pires (2014), Castelo-Branco et al. (2017) e Grudtner e Aragon (2017) são exemplos de modelos VAR com bases fiscais que utilizam dados das contas nacionais trimestrais juntamente com estimativas não-oficiais.

[5] A receita líquida é o saldo entre receita total e transferências (do governo federal aos entes estaduais e municipais) — sejam as transferências voluntárias ou constitucionais. A receita líquida é a quantidade de recursos que o governo central dispõe para financiar seus gastos. No contexto deste artigo também poderá ser referida como receita primária.

[6] Um exemplo desse tipo de operação é a compensação paga pelo Tesouro Nacional à Previdência Social pela desoneração da folha de pagamento durante alguns anos. A política econômica de desoneração da folha de pagamentos das empresas, em si, impacta no superávit primário; a posterior operação intraorçamentária de gerar uma despesa do Tesouro para recompor as receitas do INSS é o procedimento "de montante" que não altera o resultado primário.

[7] Inclui os procedimentos que ficaram conhecidos como "pedaladas fiscais": atrasos nos repasses a bancos públicos federais dos desembolsos feitos por essas instituições ao público, em nome do governo, para pagamento de subsídios e programas sociais. Quando a União honrou esses compromissos (em 2015) os valores entraram na contabilidade do Tesouro Nacional pelo regime de caixa.

facilmente: este e outros obstáculos fazem das estimativas de Gobetti e Orair serem o resultado de um grande esforço de pesquisa no âmbito do Ipea. Sem embargo, é possível limpar os dados oficiais da principal manobra contábil: a capitalização da Petrobrás no terceiro trimestre de 2010. Esta operação elevou, artificialmente, a receita líquida e despesa primária do governo central em aproximadamente R$ 78 bilhões e R$ 43 bilhões, respectivamente, produzindo uma elevação ilusória do saldo primário naquela ocasião.[8] No restante deste artigo, deve-se entender menções às séries fiscais do Tesouro como referências às series já ajustadas. Naturalmente, menções às séries do Ipea são referências aos dados construídos por Gobetti e Orair, como mencionado.

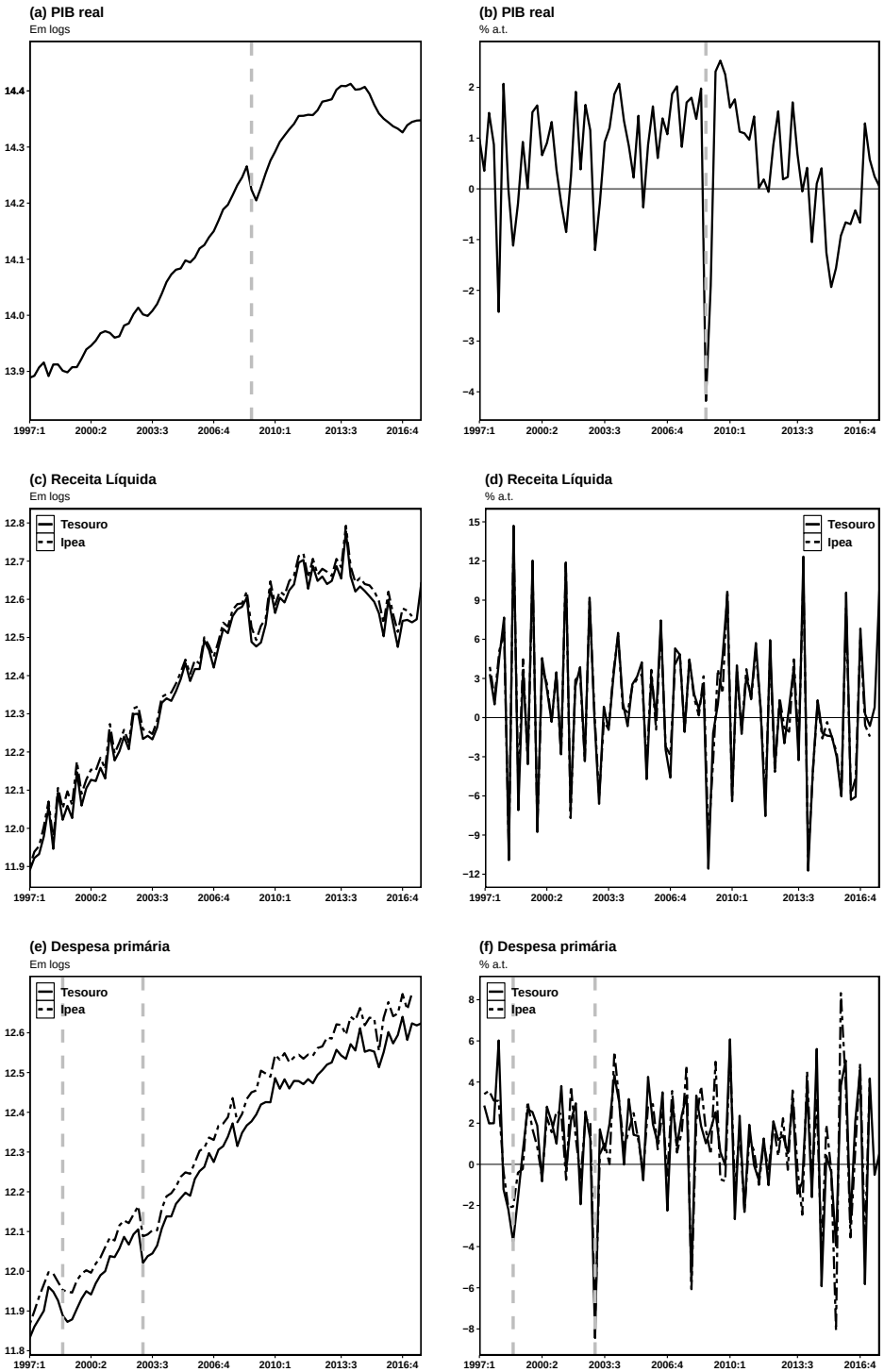
Retornando as CNTs, do PIB nominal e da variação de volume com ajuste sazonal é possível construir a série de PIB real a preços de 2017:4. Da série de variação do volume sem ajuste sazonal e PIB nominal pode-se recuperar uma medida de deflator implícito trimestral.[9] O deflator implícito calculado pode então ser utilizado para criar as séries fiscais a preços de 2017:4. Dada a forte sazonalidade, a séries fiscais também foram dessazonalizados pelo método ARIMA-X13.

A Figura 1 apresenta as séries fiscais e de PIB para o período 1997:1–2017:4.[10] Os painéis à esquerda exibem as transformações logarítmicas das séries ajustadas sazonalmente, cujas primeiras diferenças são exibidas nos painéis à direita. Nos painéis (c)–(f) os dados do Tesouro são apresentados em linhas sólidas e os dados do Ipea em linhas tracejadas. É possível observar a diferença em nível entre as séries de despesa primárias das duas fontes de dados no painel (e). Esta diferença não se deve "somente" ao ajuste incompleto das séries do Tesouro vis-à-vis as séries do Ipea, mencionado anteriormente, devido a impossibilidade de corrigir as manobras contábeis a partir dos dados on-line. De fato, os dados de despesas utilizados na construção dos gráficos já estão descontados de alguns componentes menores, tidos como as partes dos gastos primários mais sensíveis ao ciclo econômico. Esse procedimento de excluir subcategorias das despesas pretende manter os conceitos de despesa primária utilizado aqui em linha com os conceitos de outros trabalhos empíricos de política fiscal dentro da abordagem VAR. Nesses casos é comum adotar a estratégia de retirar das despesas primárias aquelas categorias que se espera que variem de maneira mais ou menos automática com os movimentos do produto. Ao se retirar esses itens, torna-se mais seguro a adoção da hipótese utilizada identificação dos modelos estruturais, a saber, de que o governo não responde de

[8] O Apêndice II detalha os ajustes efetuados nos dados originais do Tesouro Nacional para produzir as séries fiscais do Tesouro efetivamente utilizadas nesta pesquisa.

[9] Isto é, a medida de variação de preços em relação ao trimestre imediatamente anterior. O deflator implícito trimestral divulgado pelo IBGE não mede a inflação trimestral, e sim a variação de preços do trimestre corrente em relação ao nível de preços médio do ano anterior.

[10] Os dados fiscais do Ipea terminam no segundo trimestre de 2017.




*Fonte:* IBGE, STN e Gobetti e Orair (2017).

**Figura 1.** PIB e receitas e despesas do governo central.

maneira contemporânea aos ciclos econômicos (i.e., no mesmo trimestre).[11] Ao mesmo tempo, devido às diferentes metodologias de categorização das despesas (entre o Tesouro e o Ipea), os componentes retirados de cada série não são exatamente os mesmos: na série do Tesouro, a despesa primária está descontada de dos gastos com subsídios, abono salarial e seguro desemprego; na série do Ipea, desconta-se a categoria de gastos com subsídios.

Ressalte-se, ainda, que as estimações dos modelos VAR apresentados na próxima seção são referentes ao período 1997–2014. Uma análise mais profunda dos processos geradores dos dados revela que existe uma possível mudança (ou quebra estrutural) no período mais recente, pós-2014: a partir de 2015 o PIB real e as receitas líquidas reais iniciaram um processo de queda contínua devido a grande recessão de 2015–2016; concomitantemente, as despesas primárias reais exibiram um processo de volatilidade atípica. Esta dinâmica intricada nas séries de tempo provoca uma piora substancial nos ajustes dos modelos autorregressivos (univariados ou multivariados) estimados para o período completo 2014–2017. É inteiramente possível que a recessão com crise fiscal tenha se configurado em um choque permanente — uma confirmação empírica robusta será possível à medida em que as amostras se expandam no futuro, confirmando ou não está hipótese. O fato é que a análise preliminar indica uma certa instabilidade na parte final da amostra. A incorporação do período recente, então, demandaria o uso de modelos mais sofisticados, ou, pelo menos, a divisão da amostra em subintervalos. A primeira opção dificulta a manutenção da metodologia escolhida; a segunda não é factível diante da limitação das observações no período pós-2014. Em face desses complicadores, o presente estudo limitou-se a analisar o período 1997:1–2014:3 (o quarto trimestre de 2014 já mostra sinais da crise): felizmente, o período recente não contém nenhum dos movimentos exógenos identificados para a análise de intervenção; e a limitação da amostra tem apenas prejuízos limitados em termos de graus de liberdade dos estimadores. Entre 1997:1 e 2014:3 contam-se 71 observações.

No período 1997–2014 as séries fiscais cresceram mais rapidamente que o produto interno. A taxa de crescimento trimestral média do produto real alcançou 2,3% (anualizada); enquanto a receita e despesa primárias (base de dados do Tesouro) cresceram 3,7% e 3,9%. O forte crescimento das séries fiscais é percebido no ganho de participação do governo central na economia: pela ótica da despesa, a proporção do governo central passou de uma média de 13% do PIB (1997) para cerca de 18% (2014). Particularmente importante é o período fiscal pós-crise internacional, quando se mantém um forte crescimento das despesas aliado a uma relativa estagnação da

[11] Facilitando, em certa medida, a comparação deste trabalho com a literatura. Possivelmente Blanchard e Perotti (2002) tenha sido o primeiro trabalho a adotar essa estratégia. Ver Apêndice III para descrição detalhado dos dados fiscais. Barros e Correia (2019) produziram estimações dos multiplicadores fiscais para o Brasil, utilizando a abordagem SVAR, para a mesma base de dados descrita aqui.

receita. Entre 2011 e 2017 a despesa primária cresceu, em média, 2,4%; enquanto a receita líquida expandiu-se a uma velocidade de apenas 0,3%.[12] Essas dinâmicas ao longo de décadas são importantes em si, e ajudam a entender a crise fiscal no período pós-2014. Ao mesmo tempo, não foram o foco de análise nesta pesquisa. O interesse aqui está nas grandes variações nas séries fiscais, não obstante o forte crescimento secular das mesmas durante o período amostral. Dois grandes eventos foram identificados (1998:4 e 2003:1), relacionados com tentativas de consolidação fiscal. Em ambos se verificou uma forte retração das despesas primárias do governo.

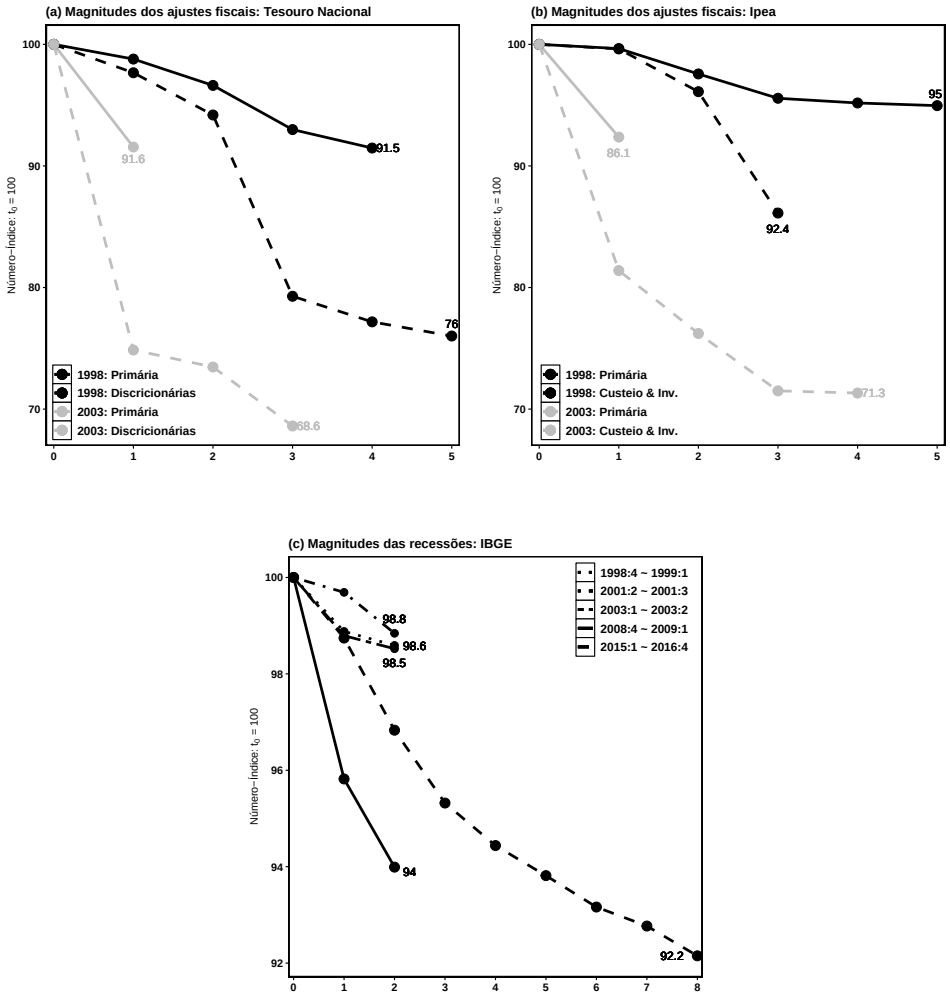
A relevância desses episódios pode ser compreendida com o auxílio da Figura 2. Os papéis (a) e (b) exibem a evolução das despesas primárias a partir do início de cada processo de consolidação fiscal. Os valores das despesas são normalizados no último trimestre antes do início de cada processo de ajuste ($t_0$). No caso do primeiro episódio, inicia-se uma queda consistente das despesas a partir de 1998:2 ($t_0+1$), ainda que modesta: a forte retração ocorre em 1998:4 ($t_0+3$). Neste trimestre, segundo a base de dados do Tesouro [painel (a)], os gastos primários se reduziram em 3,8% (e seguido de mais uma retração de 1,6% no trimestre subsequente); pelos dados do Ipea [painel (b)] as retrações em $t_0 + 3$ e $t_0 + 4$ foram de 2,1% e 0,4%, respectivamente. No segundo episódio, o valor das despesas é normalizado em 100 em 2002:4 ($t_0$). O ajuste concentra-se completamente em $t_0 + 1$ quando o gasto primário se reduz em 8,4% (Tesouro) ou 7,6% (Ipea). Ambos os episódios fiscais marcam inícios de recessões econômicas [painel (c)].

Os eventos fiscais de 1998:1 e 2003:1 são importantes tanto pela magnitude quanto pela qualidade dos ajustes fiscais. Em ambos os casos a diminuição nos gastos primários se concentra nos tipos de gastos chamados discricionários, isto é, compostos largamente pelas despesas de custeio e investimento do governo. São os tipos de despesa que a literatura empírica destaca com maior passíveis de gerarem os maiores multiplicadores. Como pode ser observado nos painéis das Figura 2, em ambos os ajustes a retração dos gastos discricionários foi muito mais pronunciada do que a despesa primária como um todo: o grupo chamado de discricionárias do Tesouro Nacional reduziu-se em 15,8% (1998:4) e 25% (2003:1), e o grupo de custeio e investimento da base de dados do Ipea retraíram-se em 10,4% e 18,6% no primeiro e segundo ajuste, respectivamente. O episódio de consolidação em 2003:1 é, majoritariamente, um ajuste fiscal nos gastos discricionários do governo concentrado em um único trimestre.[13]

No painel (c) da Figura 2 é possível perceber por que o evento de 2008:4 também deve ser considerado um evento exógeno. O painel exibe as recessões econômicas brasileiras no período amostral das contas nacionais trimestrais. As recessões são definidas de maneira flexível: aqueles períodos em que o produto real se contraiu

[12] As séries fiscais do Ipea indicariam uma dinâmica semelhante.

[13] As divisões ou categorias das despesas primárias seguem procedimentos diferentes nas bases de dados do Tesouro e Ipea. Ver Apêndice III.




*Fonte:* Elaboração dos autores a partir de dados do IBGE, STN e Gobetti e Orair (2017).

*Notas:* (i) Nos painéis (a) e (b), as linhas pretas e cinzas correspondem aos ajustes de 1998 e 2003, respectivamente; as linhas sólidas e tracejadas correspondem se referem as despesas primárias e despesas discricionárias, respectivamente. Segundo a decomposição de Gobetti e Orair (2017), os gastos discricionários podem ser identificados diretamente com as despesas de custeio e investimentos. (ii) No painel (c) a linha sólida corresponde à recessão de 2008–2009; a linha tracejada, à recessão de 2015–2016; as três linhas menores correspondem às recessões menores de 1998–1999, 2001 e 2003.

**Figura 2.** Magnitudes dos ajustes fiscais e recessões.

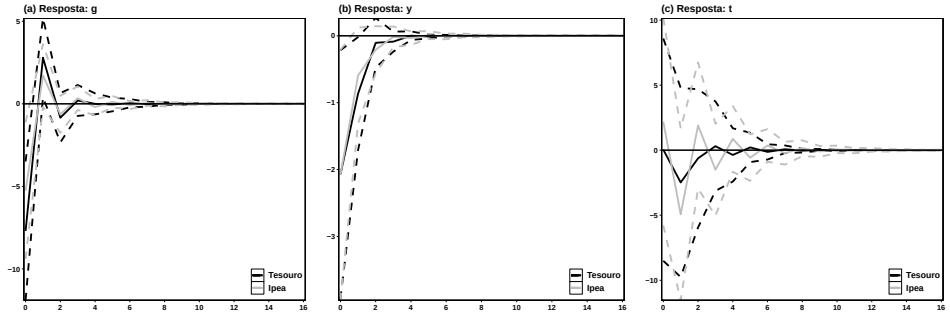
pelo menos dois trimestres consecutivos. O PIB real também é normalizado para 100 no último trimestre de crescimento econômico positivo — antes do início das retrações. No período anterior a crise financeira internacional as recessões tinham curta duração (dois trimestres de crescimento negativo) e representavam perdas apenas moderadas no produto (menos de 2% acumulados), o qual se recuperava para os níveis pré-recessivos em pouco mais de 1 ano. A recessão de 2008:4–2009:1 é notoriamente diferente: o PIB se retrai impressionantes 4,2% em um único trimestre (o equivalente a 16% em taxas anualizadas), atingindo uma economia que vinha crescendo cerca de 5,2% no acumulado dos três primeiros trimestres de 2008. Este, por sua vez, é completamente diferente do que ocorre com a economia brasileira posteriormente: após uma desaceleração contínua (desde 2011), o período 2015–16 delimita 8 trimestres seguidos de crescimento negativo, relacionado com as referidas mudanças nas características estatísticas das séries macroeconômicas brasileiras.

## 3. Resultados

A estimação dos modelos VAR ampliados por dummies possibilita derivar funções impulso-resposta dos próprios modelos estruturais para os três eventos exógenos de 1998:4, 2003:1 e 2008:4. Ou seja, é possível construir as FIRs a partir dos modelos na forma reduzida, sem a necessidade de adoção de um procedimento de identificação da matriz estrutural (matriz de correlações contemporâneas), como é o caso dos modelos SVAR.

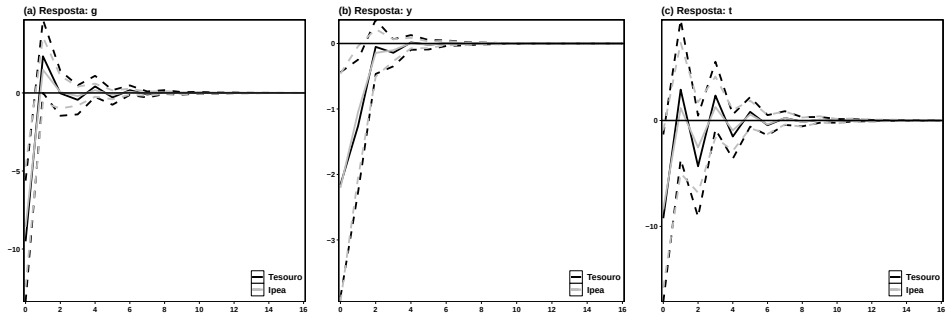
As FIRs derivadas da dummy de 1998:4 são as respostas das variáveis endógenas do sistema ao choque ocorrido naquela data específica. Por premissa, tratando-se de um choque associado a uma retração exógena nas despesas do governo, assume-se que esta é a causa de todo movimento ou dinâmica do sistema de equações. A dummy de 2003 tem a mesma característica, em se tratando do mesmo tipo de choque fiscal. A dummy de 2008:4 captura uma variação exógena e negativa no produto, quando se assume que a ordem de causalidade vai da variação do produto para as demais variáveis do sistema. As figuras 3 a 5 exibem as funções impulso-resposta associadas às três dummies, separadamente. As respostas das despesas do governo estão localizadas nos painéis (a), à esquerda; as respostas do produto estão localizadas sempre ao centro, nos painéis (b); e os papéis (c) trazem as respostas dinâmicas da receita líquida do governo. As linhas pretas identificam as FIRs do modelo VAR utilizando os dados fiscais do Tesouro e as linhas cinzas identificam o uso dos dados fiscais do Ipea. As linhas sólidas são as funções impulso-resposta propriamente ditas, enquanto as linhas tracejadas delimitam os intervalos de confiança a 95%.

Nas figuras 3 e 4 pode-se observar que o choque nas dummies 1998:4 e 2003:1 geram respostas nas despesas do governo que são negativas e estatisticamente significativas, como esperado a priori. As respostas do produto real, nos dois casos, acompanham o movimento das despesas, também com significância estatística,



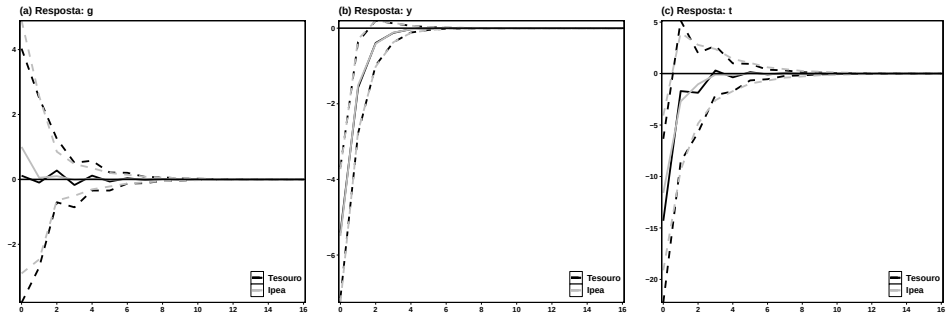

*Nota:* i) Intervalo de confiança a 95%. ii) Preto: Tesouro Nacional; cinza: Ipea.

**Figura 3.** Choque 1998:4 (retração nas despesas primárias).




*Nota:* i) Intervalo de confiança a 95%. ii) Preto: Tesouro Nacional; cinza: Ipea.

**Figura 4.** Choque 2003:1 (retração nas despesas primárias).




*Nota:* i) Intervalo de confiança a 95%. ii) Preto: Tesouro Nacional; cinza: Ipea.

**Figura 5.** Choque 2008:4 (retração do PIB).

que se estende para o trimestre seguinte. As receitas do governo respondem de forma oscilatória ao redor de zero, sem significância estatística (Na Figura 4 o primeiro movimento das receitas possui significância estatística marginal). Os dois choques sugerem a presença de multiplicadores de gastos positivos. O terceiro choque, na Figura 5, de natureza diferente dos dois anteriores, gera uma resposta do PIB real fortemente negativa e com significância estatística, também como esperado. Desta vez, as receitas do governo acompanham o movimento do produto — a queda acelerada do nível de atividade tem impacto nas receitas —, enquanto as despesas têm movimento fraco e sem significância estatística (possível confirmação da hipótese de que o governo não consegue ter uma política fiscal que responda contemporaneamente ao ciclo econômico).

As respostas dinâmicas exibidas nas três figuras podem ser transformadas em valores monetários. Utiliza-se o valor das FIRs, juntamente com os valores monetários das séries endógenas (despesas e receitas do governo e o PIB) no momento imediatamente anterior aos choques.[14] Os multiplicadores dos gastos do governo nos dois eventos e a resposta cíclica da política fiscal são calculados a partir dos valores monetários das funções impulso-resposta. Essas respostas monetárias foram trazidas a valor presente aplicando-se uma taxa de juros média para o período relevante. Isto permite calcular os multiplicadores de impacto e também os multiplicadores acumulados ao longo do horizonte temporal das FIRs. No caso dos multiplicadores do gasto do governo, o valor acumulado até o período $n$ é dado pela razão entre o somatório do valor presente das respostas monetárias do PIB real e o somatório do valor presente das respostas monetárias das despesas do governo após cada choque de evento fiscal. O objetivo, ao calcular multiplicadores acumulados, é capturar a possível persistência dos choques fiscais: mesmo que o choque seja concentrado em um determinado semestre, ele pode gerar uma série de mudanças nos gastos nos períodos subsequentes, com efeitos sobre o produto. O multiplicador acumulado mede o impacto total de todos esses movimentos:

$$\frac{\sum_{t=0}^{n} y_t/(1+r)^t}{\sum_{t=0}^{n} g_t/(1+r)^t}, \tag{1}$$

em que $y_t$ é a resposta monetária do PIB em $t$ no intervalo $[0, n]$ e $g_t$ é a resposta monetária da despesa do governo período $t$ no intervalo $[0, n]$. O período $t = 0$ representa o momento do choque nos gastos, isto é, os trimestres de 1998:4 ou 2003:1. O multiplicador de impacto é o caso especial quando $n = 0$. O termo $r$ é a taxa de

[14] As FIR são calculadas em valores percentuais: as variáveis inseridas no sistema de equações foram as primeiras diferenças dos logaritmos das séries em nível, ou seja, as taxas de crescimento da despesa e receita do governo e do PIB multiplicadas por 100 (ver escala dos gráficos). Os testes de raiz unitárias indicam que as séries fiscais e de PIB são séries integradas de primeira ordem, fazendo das taxas de crescimento séries integradas de ordem zero. Os valores monetários das séries utilizadas no exercício empírico (preços de 2017:4) estão no Apêndice IV.

juros média no período relevante: calculando as respostas aos choques até 4 anos após o choque inicial, tem-se $n = 16$, o que significa dizer que no caso do primeiro choque (2003:1) a taxa de juros média é a do período 2003–2006. Para os cálculos fora utilizada a taxa Selic real (descontada pelo IPCA), composta trimestralmente. Cálculos semelhantes foram executados para estabelecer a taxa média de juros nos dois eventos subsequentes.

Sendo o choque de 2008:4 um choque exógeno no produto, o interesse recai sobre a resposta do governo em termos de política fiscal. O "multiplicador", neste caso, apresenta a razão entre os movimentos das variáveis fiscais (a soma líquida dos movimentos monetários da receita e da despesa do governo) e do movimento no PIB. Em outras palavras, procura-se encontrar a variação do saldo primário para cada $1 de queda no PIB a partir do último trimestre de 2008. Da mesma forma que no caso dos choques fiscais, será possível estabelecer o "multiplicador" de impacto e o valor acumulado ao longo do horizonte de cálculo das funções impulso-resposta. Sendo o numerador o somatório da diferença entre os valores presentes das respostas monetárias das receitas e despesas do governo, e o denominador o somatório do valor presente das respostas monetárias do PIB, então

$$\frac{\sum_{t=0}^{n}\left[\frac{\tau_t}{(1+r)^t} - \frac{g_t}{(1+r)^t}\right]}{\sum_{t=0}^{n}\frac{y_t}{(1+r)^t}}, \tag{2}$$

em que $y_t$ e $g_t$ tem o mesmo significado da equação (2) e $\tau_t$ representa a resposta monetária da receita do governo no período $t$ no intervalo $[0, n]$. A diferença entre $\tau_t$ e $g_t$ dá a resposta do saldo primário em cada período.

Finalmente, a Tabela 1 apresenta os multiplicadores de gastos, nos dois episódios de ajuste, e a resposta cíclica da política fiscal no choque exógeno do PIB. As estimativas foram calculadas para cada base de dados fiscais: no painel superior estão os valores referentes ao modelo com dados fiscais do Tesouro Nacional, e no painel inferior encontram-se as estimativas quando se utiliza os dados do Ipea. Em 1998:1 os multiplicadores de impacto alcançam $1,96 (Tesouro) e $2,75 (Ipea). Com o auxílio das figuras 3 e 4 percebe-se que as FIRs da despesa do governo se dissipam rapidamente, enquanto as FIRs do PIB se mantêm abaixo da tendência e com significância estatística também no trimestre subsequente ao choque fiscal. Consequentemente, o multiplicador acumulado cresce bastante em $n = 1$: $4,2 (Tesouro) e $5,2 (Ipea). Quando $n > 1$ as FIRs não têm mais significância estatística e os multiplicadores sofrem poucas alterações até o fim do horizonte ($n = 16$). Na segunda contração, de 2003:1, os multiplicadores são mais modestos, ainda que permaneçam elevados: alcançam, no impacto, $1,5 (Tesouro) e $1,6 (Ipea), subindo para valores acumulados de $3,1 e $2,8 no trimestre seguinte e seguindo nesse patamar até o fim do horizonte. Também no segundo ajuste a persistência do PIB é maior do que da despesa.

**Tabela 1.** Multiplicadores de gastos e resposta cíclica da política fiscal

| | 1998:4 | 2003:1 | 2008:4 | | |
|---|---|---|---|---|---|
| $n$ | $g \to y$ | $g \to y$ | $y \to g$ | $y \to \tau$ | $y \to s$ |
| ***Fonte: Tesouro Nacional*** | | | | | |
| 0 | 1,96 | 1,53 | 0,00 | 0,50 | 0,51 |
| 1 | 4,19 | 3,14 | 0,00 | 0,44 | 0,44 |
| 2 | 3,76 | 3,18 | −0,01 | 0,46 | 0,47 |
| 3 | 3,97 | 3,12 | 0,00 | 0,45 | 0,45 |
| 4 | 3,97 | 3,27 | 0,00 | 0,45 | 0,46 |
| 5 | 3,96 | 3,18 | 0,00 | 0,45 | 0,45 |
| 10 | 3,97 | 3,21 | 0,00 | 0,45 | 0,45 |
| 16 | 3,97 | 3,21 | 0,00 | 0,45 | 0,45 |
| ***Fonte: Ipea*** | | | | | |
| 0 | 2,75 | 1,63 | −0,03 | 0,41 | 0,44 |
| 1 | 5,07 | 2,85 | −0,02 | 0,39 | 0,42 |
| 2 | 4,69 | 2,99 | −0,02 | 0,40 | 0,42 |
| 3 | 5,07 | 3,00 | −0,02 | 0,40 | 0,42 |
| 4 | 4,92 | 3,06 | −0,02 | 0,40 | 0,42 |
| 5 | 5,02 | 3,03 | −0,02 | 0,40 | 0,42 |
| 10 | 4,98 | 3,05 | −0,02 | 0,40 | 0,42 |
| 16 | 4,98 | 3,04 | −0,02 | 0,40 | 0,42 |

*Notas:* (i) Os valores das colunas 1998:4 e 2003:1 mostram a razão do somatório do valor presente das variações monetárias do produto (numerador) e o valor presente do somatório das variações monetárias das despesas do governo (denominador) até o período $n$ $(= 0, 1, 2, \ldots, 16)$ Por exemplo, para os dados do *Tesouro*, o valor de 3,76 em $n = 2$ na coluna 1998:4 dá o multiplicador acumulado até o segundo trimestre após o choque inicial em 1998:4 $(n = 0)$. Por outro lado, o valor de 0,47 em $n = 2$ na última coluna à direita dá a variação acumulada do resultado primário para cada $1 de queda no produto até o segundo trimestre após impacto inicial em 2008:4 $(n = 0)$. Os eventos de 1998:4 e 2003:1 estão associados a quedas nas despesas, logo os valores positivos nas respectivas colunas dizem respeito a quedas no nível de atividade. O evento de 2008:4 está relacionado a queda no PIB, sendo os valores positivos nas três colunas à direita associados a quedas nas despesas primárias, na receita líquida e no resultado primário, respectivamente (naturalmente, valores negativos significam elevações nas respectivas variáveis). (ii) $g$ é a despesa do governo; $y$ é o produto; $\tau$ é a receita do governo; e $s$ é o saldo primário.

Os resultados da Tabela 1 podem ser comparados com as estimativas de multiplicadores ficais de outros trabalhos na literatura brasileira. Vários trabalhos utilizaram modelos VAR para cálculos explícitos dos multiplicadores fiscais no Brasil.[15] Vale ressaltar a advertência da introdução, sobre as diferenças metodológicas, na definição de variáveis-chave e no tamanho da amostra. Peres e Ellery (2009), por exemplo, inspirados em Blanchard e Perotti (2002), encontraram um baixo multiplicador de gastos, em torno de $0,3 no impacto. Pires (2012) também utilizou um modelo SVAR com decomposição de Cholesky, encontrando um multiplicador bem maior, de $1,1 para o consumo do governo e $1,26 para o investimento público. Ainda nesta última estratégia de identificação, Oreng (2012) obteve estimativas entre $0,2 e $1, com diferentes definições para as variáveis fiscais. Pires (2014) propôs um modelo autorregressivo de mudança de regime (Markov-switching) encontrando estimativas entre $0,59 e $0,68 para o consumo do governo e entre $1,4 e $1,7 para o investimento. Em Matheson e Pereira (2016) o multiplicador de impacto do gasto público pode ser de $0,5 (amostra completa) ou $1 (amostra pré-crise financeira) — indicando a possibilidade de decaimento da potência da política fiscal nos anos recentes. Ademais, o multiplicador acumulado de 2 anos não seria estatisticamente diferente de zero. Por outro lado, D. d. P. Mendonça et al. (2016) estimaram um bateria de modelos — SVARs, restrição de sinais a là Mountford e Uhlig (2009) e TVARs —: os modelos SVAR e TVAR produzem multiplicadores mais baixos em relação à abordagem de restrição de sinais. Os primeiros estariam próximos de zero e poderiam chegar a $0,4 no acumulado de 1 ano ou 4 trimestres. O modelo de restrição de sinais produz multiplicadores acumulados próximos de $1 nos horizontes de 1 a 3 anos. Orair et al. (2016) estimaram um modelo STVAR com frequência mensal com dados não oficiais do governo consolidado para o período pós-2002.[16] A fonte de dados original desses autores é a mesma de Gobetti e Orair (2017) e que foi utilizada para montar as séries do Ipea no presente estudo. Orair, Siqueira e Gobetti estimaram multiplicadores de impacto para a despesa primária e componentes. O multiplicador acumulado médio dos gastos alcançou $1,78 em 4 anos (modelo linear). Com o STVAR foi possível distinguir multiplicadores para períodos recessivos ($2,2) e para regimes de expansão econômica ($0,15). Contudo, o trabalho com dados mensais também geraram estimativas atípicas, pouco intuitivas, que devem ser interpretadas com ceticismo: por exemplo, o multiplicador acumulado de 4 anos dos subsídios alcançaria −$9,2 no regime recessivo; para o mesmo horizonte e regime, o multiplicador acumulado dos benefícios alcançaria impressionantes $8, mais alto até que as estimativas do impacto dos gastos em ativos fixos, de $6,9. Talvez o modelo em séries temporais mais sofisticado seja o MS-SBVAR de Castelo-Branco et al. (2017), com estimativas entre $0,54 e $0,85 para o consumo do governo e entre

[15] Ver Apêndice I.

[16] Os demais trabalhos contam com amostras de dados que se iniciam na segunda metade da década de 1990 — tal como no presente estudo.

$1,14 e $1,7 para o investimento público. Através de um modelo STVAR Grudtner e Aragon (2017) encontram multiplicadores acumulados médios (5 anos) substanciais, de $2,6 (recessões) e $2,9 (expansões). Os autores também dividiram a despesa primária em componentes (massa salarial, consumo e investimento), também com estimativas extremas: por exemplo, de $8,65 para a massa salarial em períodos de expansão econômica. Curiosamente, o multiplicador de cada componente da despesa é mais elevado que o multiplicador da despesa total. Por fim, Barros e Correia (2019) estimaram modelos SVAR, utilizando as mesmas bases de dados descritas neste trabalho, e para o mesmo período amostral, encontrando multiplicadores de impacto entre $0,7 (Tesouro) e $0,9 (Ipea), elevados no trimestre seguinte para um valores acumulados de $1,7 (Tesouro) e $1,4 (Ipea), permanecendo neste patamar durante o restante do horizonte das funções impulso-resposta.[17]

Ignorando as estimativas extremas mencionadas, talvez seja seguro afirmar que a maioria da literatura empírica citada aponta a existência de multiplicadores abaixo da unidade para gastos de consumo e potencialmente acima da unidade para gastos com investimentos. As estimativas de Barros e Correia (2019), utilizando a mesma base de dados deste trabalho, como ressaltado, estimam multiplicadores dos gastos primários como um todo acima da unidade, ainda que abaixo dos valores da Tabela 1 para os eventos de 1998:4 e 2003:1. Não obstante, a diferença nas estimativas não estão necessariamente em conflito, e pode sugerir apenas que os multiplicadores tenham sido potencializados nos momentos específicos de consolidação. Em 1998:4, por exemplo, a economia passava por um período de instabilidade macroeconômica que pode ter contribuído para o efeito fortemente recessivo da contração fiscal.[18] Sabe-se que os tamanhos dos multiplicadores podem estar sujeitos a uma série de conjunturas e causalidades que, no mais das vezes, não podem ser controladas nos modelos macroeconômicos empíricos (Alesina, Favero, & Giavazzi, 2019, cap. 8). Ao mesmo tempo, deve-se ter em mente que os altos multiplicadores acumulados são resultado da rápida convergência para zero da despesa do governo no trimestre subsequente aos choques fiscais: a falta de precisão no valor das FIRs das despesas após o choque inicial pode ter superestimado os valores dos multiplicadores acumulados.

As três colunas da direita na Tabela 1 exibem as respostas monetárias das variáveis fiscais e do saldo primário do governo para cada $1 de retração do PIB no choque de 2008:4. Neste evento, a deterioração do resultado primário é dominada pela dinâmica das receitas do governo, que se contraem fortemente em virtude da recessão (os valores positivos nas colunas são respostas das variáveis fiscais na mesma direção da variação do produto). Em 2008:4, no impacto, para cada $1

[17] Os resultados da literatura mencionada referem-se àqueles pertinentes para a discussão dos impactos do gasto do governo. A maioria dos trabalhos já citados também calcularam multiplicadores tributários.

[18] Durante o ano de 1998 já se sentia uma tensão cambial no mercado externo. Em 1999 o governo muda o regime cambial, adota o sistema de metas de inflação e a política de superávits primários.

de redução no PIB o saldo primário recuou entre $0,5 (Tesouro) e $0,4 (Ipea). Esses valores são equivalentes a 3,4% e 3,2% do PIB de 2008:3, respectivamente. É importante destacar que 90% do movimento no primário decorre do movimento na receita do governo, isto é, a resposta da despesa primária é largamente passiva (ver Figura 5). Tais resultados vão de encontro às conclusões de M. J. Mendonça et al. (2009) e Oreng (2012) à respeito da resposta cíclica da política fiscal brasileira: os primeiros constatam uma política fiscal pró-cíclica por via dos gastos do governo; o segundo encontra respostas das duas dimensões fiscais (ao choques no produto) insignificantes.

Por fim, o movimento exógeno do PIB permite uma conclusão adicional para a literatura de política fiscal em modelos SVAR. Uma análise cuidadosa sugere que as respostas das variáveis fiscais ao choque exógeno de 2008:4 são, em verdade, as respostas contemporâneas ao movimento do ciclo econômico. Nos modelos SVAR o procedimento de identificação estrutural assenta-se primordialmente na restrição de alguns parâmetros da matriz de correlações contemporâneas (matriz estrutural). O principal parâmetro a ser restringido é a elasticidade da receita em relação ao ciclo econômico. No trabalho pioneiro de Blanchard e Perotti (2002) este é o parâmetro-chave cujo valor é imputado com informações externas. Os trabalhos SVAR do Brasil costumam seguir um procedimento semelhante, como feito por Peres (2006), encontrando uma elasticidade-renda da despesa (elasticidade da receita do governo em relação ao PIB) próxima de 2. Outros trabalhos SVAR no Brasil assumem valores dessa elasticidade na mesma ordem de magnitude para restringir a matriz estrutural.[19] Os valores implícitos das elasticidades-renda da receita para o choque de 2008:4 são de 2,6 (Tesouro) e 2,1 (Ipea) — sugerindo que o parâmetro pode ser um pouco superior ao estimado por Peres (2006). O valor da elasticidade-renda da despesa ficou no intervalo entre −0,02 (Tesouro) e −0,18 (Ipea): como a resposta da despesa do governo é estatisticamente insignificante, pode-se confirmar a hipótese usual dos modelos SVAR de que o governo não consegue responder contemporaneamente (i.e., dentro do mesmo trimestre) ao ciclo econômico.[20]

## 4. Considerações finais

Neste estudo um modelo VAR na forma reduzida ampliado por dummies foi utilizado para mensurar multiplicadores fiscais do gasto do governo em dois eventos específicos de retração das despesas do governo e da resposta cíclica da política fiscal em um

[19] Com exceção de Ilzetzki (2011), que impõe um valor de 0,75. Nos modelos SVAR de D. d. P. Mendonça et al. (2016), os autores testam uma série de valores calculados para outros países (EUA, Espanha, União Europeia, Eslovênia) e impostos sobre o conjunto de dados para o Brasil.

[20] O Apêndice V descreve em detalhes a relação entre o choque de 2008:4 e as elasticidade-renda da receita e despesa do governo, assim como o uso dessas informações nos modelos autorregressivos estruturais.

evento específico de retração do PIB. Os multiplicadores fiscais estão relacionados com os ajustes fiscais de 1998:4 e 2003:1 e a resposta cíclica do governo com o choque no PIB devido a crise externa de 2008:4. A inclusão das dummies possibilitou uma análise de intervenção através do cálculo de funções impulso-resposta (FIR). A partir das FIRs foi possível calcular as respostas monetárias das variáveis endógenas do modelo (despesa e receita do governo e PIB) e, por fim, os multiplicadores.

Os multiplicadores de gastos do governo se mostraram positivos e elevados. No impacto, variam entre $2 e $2,7 em 1998:4 e entre $1,5 e $1,6 em 2003:1. Os modelos VAR na forma reduzida com apenas uma defasagem (segundo os critérios de informação) geram respostas com pouca persistência, especialmente no caso das variáveis fiscais. O PIB continua abaixo da tendência com significância estatística no trimestre subsequente ao choque, em ambos os eventos fiscais, gerando uma elevação dos multiplicadores acumulados, que permanecem altos até o fim do horizonte temporal das FIRs: os multiplicadores acumulados em 4 anos são estimados entre $4 e $5 em 1998:4 e entre $3 e $3,2 em 2003:1. Em geral, as funções impulso-resposta são estimadas com precisão apenas no impacto — qualificação que se estende para as estimativas dos multiplicadores.

O choque no PIB em 2008:4 possibilitou a análise da resposta cíclica da política fiscal no evento de mudança exógena no produto. As funções impulso-resposta naquele evento sugerem que a política fiscal brasileira — pelo menos no nível do governo central — é anticíclica: no impacto, para cada $1 de perda do produto o resultado primário se reduz entre $0,4 e $0,5. Esses são valores substanciais, representando entre 3,2% e 3,4% do PIB do terceiro trimestre de 2008 (algo em torno de 0,8% do PIB anualizado). Os valores acumulados se alteram pouco. O movimento do saldo primário é o resultado líquido de uma forte contração da receita do governo e da rigidez nos gastos do governo no curto prazo. Tal resultado vai de encontro a outros trabalhos empíricos que haviam encontrados indícios de uma política fiscal pró-cíclica ou acíclica no Brasil.

## Referências bibliográficas

Alesina, A., Favero, C., & Giavazzi, F. (2019). *Austerity*. New Jersey: Princeton University Press.

Barros, G. d. S., & Correia, F. M. (2019). Fiscal multipliers in Brazil: A sensitivity analysis on the structural identification procedure. *Modern Economy*, *10*(10), 2175–2200. http://dx.doi.org/10.4236/me.2019.1010137

Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, *117*(4), 1329–1368. http://dx.doi.org/10.1162/003355302320935043

Castelo-Branco, M. A., Lima, E. C. d. R., & Paula, L. F. d. (2017). Mudanças de regime e multiplicadores fiscais no Brasil em 1999–2012: Uma avaliação empírica com o uso da metodologia MS-SBVAR. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *47*(2). http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/download/1722/1244

Cavalcanti, M. A. F. H., & Silva, N. L. C. (2010). Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: Uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995–2008. *Economia Aplicada*, *14*(4), 391–418. http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502010000400007

Gobetti, S. W., & Orair, R. O. (2017, abril). *Resultado primário e contabilidade criativa: Reconstruindo as estatísticas fiscais "acima da linha" do governo central* (Texto para Discussão Nº 2288). IPEA. https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_2288.pdf

Grudtner, V., & Aragon, E. B. (2017). Multiplicador dos gastos do governo em períodos de expansão e recessão: Evidências empíricas para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *71*(3). http://dx.doi.org/10.5935/0034-7140.20170015

Ilzetzki, E. (2011). *Fiscal policy and debt dynamics in developing countries* (Policy Research Working Paper Nº 5666). World Bank. http://dx.doi.org/10.1596/1813-9450-5666

Matheson, T., & Pereira, J. (2016, março). *Fiscal multipliers in Brazil* (Working Paper Nº 16/79). IMF. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Fiscal-Multipliers-for-Brazil-43831

Mendonça, D. d. P., Marçal, E., & Holland, M. (2016, novembro). *Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis* (Working Paper Nº 433). FGV-EESP. http://hdl.handle.net/10438/17513 (CEMAP Nº 09)

Mendonça, M. J., Medrano, L. A., & Sachsida, A. (2009, fevereiro). *Avaliando efeitos da política fiscal no Brasil: Resultados de um procedimento de identificação agnóstica* (Texto para discussão Nº 1377). Ipea. https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4929

Mountford, A., & Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, *24*, 960–992. http://dx.doi.org/10.1002/jae.1079

Orair, R. O., Siqueira, F., & Gobetti, W. (2016). *Política fiscal e ciclo econômico: Uma análise baseada em multiplicadores de gasto público* [XXI Prêmio do Tesouro Nacional 2016].

Oreng, M. (2012). Estimando o impacto da política fiscal no Brasil. *In Seminário de Política Fiscal no BID*, Brasília.

Peres, M. A. F. (2006). *Efeitos dinâmicos da política fiscal sobre a atividade econômica: Um estudo para o caso brasileiro* (Dissertação de Mestrado, Universidade de Brasília, Brasília). https://repositorio.unb.br/handle/10482/2592

Peres, M. A. F. (2012). *Dinâmica dos choques fiscais no Brasil* (Tese de Doutorado, Universidade de Brasília, Brasília). https://repositorio.unb.br/handle/10482/12618

Peres, M. A. F., & Ellery, R., Jr.. (2009). Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *39*(2). http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3343

Pires, M. C. d. C. (2012, agosto). Controvérsias recentes sobre multiplicadores fiscais no Brasil. *In V Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira*, São Paulo.

Pires, M. C. d. C. (2014). Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada*, *18*(1), 69–90. http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea350

Ramey, V. A., & Shapiro, M. D. (1998). Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*(48), 145–194. http://dx.doi.org/10.1016/S0167-2231(98)00020-7

Santos, C. H. M. d., Orair, R. O., Gobetti, S. W., Ferreira, A. d. S., Silva, R. W., Silva, H. L. d., & Britto, J. M. (2012). Estimativas mensais da formação bruta de capital fixo no Brasil (2002–2010). *Economia Aplicada*, *16*(3), 445–473. http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502012000300005

Santos, C. H. M. d., Silva, A. C. M. e., & Ribeiro, M. B. (2010). Uma metodologia de estimação da carga tributária líquida brasileira trimestral no período 1995–2009. *Revista de Economia Contemporânea*, *14*(2), 209–236. http://dx.doi.org/10.1590/S1415-98482010000200001

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200014
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

# Octávio Gouvêa de Bulhões e a *Revista Brasileira de Economia*[*]

Marcelo Curado[†]

**Sumário**

1. Introdução ..... 255
2. O pensamento econômico de Octávio Gouvêa de Bulhões ..... 257
3. Considerações finais ..... 271

**Palavras-chave**
História do pensamento econômico brasileiro, Octávio Gouvêa de Bulhões, Revista Brasileira de Economia

**JEL Codes**
B2, B31

**Resumo • Abstract**

This paper contributes to the analysis of Octávio Gouvêa de Bulhões' economic thought. It analyzes all articles published by Bulhões in the Brazilian Journal of Economics from 1947 to 1986. The conclusion is that the author has a rich and diversified intellectual contribution. This assessment contrasts with generalist classifications of his work that, although useful for introductory levels of discussion, do not provide an accurate and fair view of his contribution. Bulhões pointed out the errors and weaknesses of his contemporaries and developed a research agenda that, until today, is essential. For these reasons, the author is one of the most instigating Brazilian economists of the 20th century.

## 1. Introdução

Nascido em 07 de janeiro de 1906, Octávio Gouvêa de Bulhões foi em seu tempo um dos mais importantes intelectuais e homens públicos do Brasil. No campo acadêmico merece destaque, entre outros feitos, sua participação como um dos fundadores da Fundação Getulio Vargas (FGV) e sua intensa colaboração na *Revista Brasileira de Economia* (RBE), na qual participou como membro do Conselho Editorial por quase quatro décadas e publicou vinte artigos científicos (Faro, 1990).

Vale à pena destacar também a divulgação de suas ideias em livros, especialmente em "Economia e Política Econômica" (Bulhões, 1960b) e "Dois Conceitos de Lucro" (Bulhões, 1969). No primeiro, já se denota uma das características distintivas do autor, sua capacidade de conjugar a análise teórica com a formulação de propostas

[*]O autor agradece ao financiamento do CNPq.

[†]Universidade Federal do Paraná, Departamento de Economia e Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. Rua Sete de Abril, 766, apto 301, Curitiba, PR, CEP 80040-120, Brasil. 0000-0003-2206-5035

curado@ufpr.br mlcurado@gmail.com



This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Recebido em 26 de março de 2019
Aceitação final em 11 de fevereiro de 2020

de política econômica. Outra marca importante deste dois trabalhos, tal como apontado por Chacel (1990), é a capacidade de diálogo de Bulhões com diversos autores e correntes do pensamento econômico. Tinbergen, Schumpeter, Lange, mas especialmente, Marshall, Hicks e Wicksell são referências centrais nestes trabalhos.

A difusão de suas ideias e o respeito intelectual, mesmo daqueles que divergiam de suas análises, também devem ser imputadas à sua personalidade. Maria da Conceição Tavares, um dos expoentes intelectuais da heterodoxia brasileira, em sua "A última homenagem ao mestre Bulhões", afirma que "seu modo de ser, tolerante e aberto, era o de um verdadeiro liberal da velha estirpe, espécie hoje em extinção" (Tavares, 1990, p.1)

Além de suas contribuições acadêmicas, destacou-se como homem público dos mais ativos e importantes na área de economia. Sua carreira pública teve início em 1926 na Diretoria Geral do Imposto de Renda do Ministério da Fazenda antes, portanto, de se formar em direito pela Faculdade de Direito do Rio de Janeiro.[1] Foi nomeado chefe da seção de Estudos Econômicos e Financeiros do Ministério da Fazenda em 1939 (Beloch & Abreu, 1984). No exercício desta função merece destaque o seu papel na criação da Superintendência da Moeda e do Crédito (SUMOC). Foi de Bulhões a sugestão de criação do órgão em 1939 e coube a ele a redação original do decreto[2] que criou o órgão, no qual exerceu a função de Diretor-executivo em dois momentos, entre 1954 e 1955, e entre 1961 e 1962 (Motta, 1995). Em sua visão, a criação do órgão, semente para a posterior criação do Banco Central do Brasil, foi fruto de um esforço coletivo, pois "(…) resultou de conversações frequentes entre os funcionários do Banco do Brasil, do Ministério da Fazenda e de alguns empresários. E, sobretudo, da orientação do professor Eugênio Gudin" (Bulhões, 1990).

Entre 1964 e 1967 foi ministro da Fazenda do primeiro governo militar. Ao lado de Roberto Campos, que ocupava o cargo de ministro do Planejamento, foi responsável por intensas transformações econômicas — sob a égide do Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG) — e pela promoção de um conjunto de reformas estruturais, especialmente no mercado de trabalho e nos sistemas financeiro e tributário. Como aponta, entre outros Resende (2014), os desafios de Bulhões à frente do Ministério da Fazenda estiveram longe de ser singelos. Em 1963, somava-se à turbulência política, resultados econômicos pífios, especialmente o baixo crescimento do PIB, a elevação do desemprego, a aceleração da inflação e a deterioração das contas externas e das finanças públicas.

Bielschowsky (1988) e Saretta (2001), entre outros, sustentam que Bulhões foi um dos líderes intelectuais do "pensamento econômico neoliberal" no Brasil. Classificações desta natureza, ainda que ajudem no desenho de quadros mais gerais, úteis para estudos introdutórios, estão longe de dar conta da complexidade

[1] Bulhões graduou-se em Direito no ano de 1930.

[2] Decreto-Lei nº 7.293 de fevereiro de 1945.

do pensamento econômico de autores sofisticados, como Bulhões.[3] Finalmente, classificações *ex-post* desta natureza nem sempre revelam a forma como os próprios autores se enxergavam em sua época. Roberto Campos, por exemplo, em seu livro de memórias, não diverge frontalmente da classificação "desenvolvimentista não nacionalista" atribuída a ele por Bielschowsky (1988), mas entende que a expressão "liberal desenvolvimentista teria sido talvez a verbiagem mais acurada" (Campos, 1994, p.168).

Este artigo pretende contribuir na análise da produção intelectual de Bulhões para além de sua classificação como expoente intelectual do pensamento "neoliberal". Para tanto analisam-se todos os artigos publicados pelo autor na *Revista Brasileira de Economia* (RBE) entre os anos de 1947 e 1986. A amostra é formada por vinte trabalhos, em sua maioria artigos originais e de autoria individual.

Três ordens de fatores justificam este esforço de pesquisa. O primeiro diz respeito à promoção de uma análise mais acurada do pensamento econômico de um dos principais intelectuais do século XX. Em outros termos, pretende-se avançar para além da visão já reconhecida do autor enquanto um dos líderes do "pensamento neoliberal". A reduzida atenção dispensada à obra de Bulhões, especialmente quando comparada a de outros autores, como por exemplo Celso Furtado, é outro estímulo para este trabalho. Finalmente, o terceiro e último elemento é de caráter memorial. Quase trinta anos após a sua morte,[4] apesar de sua inegável importância histórica na construção da RBE, uma análise mais detalhada de sua contribuição acadêmica à *Revista* ainda não foi realizada, lacuna que se pretende cobrir com o presente trabalho.

O artigo é organizado da seguinte forma. Após esta introdução, discutem-se, a partir da literatura já estabelecida sobre o tema, os aspectos mais gerais da obra de Bulhões. Na sequência é apresentada a análise específica dos trabalhos do autor na RBE. A última seção apresenta as considerações finais do trabalho.

## 2. O pensamento econômico de Octávio Gouvêa de Bulhões

### 2.1 Aspectos Gerais: Bulhões e o "pensamento neoliberal" no pós-guerra

Octávio Gouvêa de Bulhões e Eugênio Gudin são reconhecidos pela literatura dedicada ao estudo do pensamento econômico no Brasil como expoentes intelectuais do "neoliberalismo" no imediato pós-guerra. Em essência, esta corrente de pensamento "defendia a prioridade da livre movimentação das forças de mercado como meio de

[3] Os especialistas em história do pensamento têm ciência desta limitação. Saretta (2001), por exemplo, alerta que tais classificações sempre incorrem "na possibilidade de um reducionismo empobrecedor" (2001, p.112).

[4] Bulhões faleceu em 1990.

atingir a eficiência econômica" (Bielschowsky, 1988, p.33). O prefixo "neo" adotado pela literatura tem um significado, indica o reconhecimento por parte destes autores que, no contexto das transformações vigentes na economia após 1930, era necessário adaptar o pensamento liberal clássico à realidade específica brasileira.

Bielschowsky (1988) sustenta ainda que o "pensamento neoliberal" no imediato pós-guerra era caracterizado por três elementos básicos: i) Eram partidários da redução da intervenção do Estado na economia; ii) Manifestavam-se a favor de políticas de equilíbrio monetário e financeiro; e iii) Não propunham e, via de regra, eram contrários às medidas de incentivo à industrialização.

No que tange especificamente ao tema mais relevante dos debates do imediato pós-guerra, o papel da industrialização para o desenvolvimento, destacam-se as críticas elaboradas por Gudin e Bulhões ao ativismo estatal e à indução do processo de industrialização pretendidas pelos desenvolvimentistas. Vale lembrar, tal como apresentado por Goldenstein (1994), **?** e Fonseca (2015), que no imediato pós-guerra a agenda desenvolvimentista, proposta entre outros por Roberto Simonsen e Celso Furtado, advogava que a superação do subdesenvolvimento seria alcançada através de um intenso processo de industrialização. Para atingir este objetivo, dadas as limitações do capital privado nacional, a participação do Estado como planejador e investidor direto num conjunto de atividades produtivas seria imprescindível.

Os neoliberais se opunham aos desenvolvimentistas tanto no que tange à necessidade de industrializar, quanto ao papel de liderança atribuída ao Estado para o desenvolvimento. Não se tratava de negar a importância da diversificação das atividades produtivas, desde que este processo fosse conduzido prioritariamente a partir de decisões de mercado. Os neoliberais concentraram suas críticas ao processo de industrialização brasileiro que, desde a era Vargas, se caracterizava pela primazia da lógica e das ações governamentais na alocação de recursos e que relegava a um plano marginal as decisões de mercado. Os neoliberais não eram, portanto, contrários à industrialização; mais adequado é dizer que criticavam a excessiva intervenção estatal e a promoção de uma "industrialização artificial", tal como apresentado, entre outros por Bielschowsky (1988) e Curado (2013).

O processo de desenvolvimento econômico não tinha, da perspectiva "neoliberal" um recorte setorial. Diferentemente de desenvolvimentistas que enxergavam na indústria características essenciais para o desenvolvimento, para Gudin e Bulhões o relevante era a ampliação da produtividade, independentemente do setor produtivo; fosse ele a agricultura, a indústria ou o setor de serviços. É bastante conhecida a defesa de Gudin deste argumento em seu debate nas "controvérsias do planejamento" com o desenvolvimentista Roberto Simonsen, ao afirmar que "um dos argumentos mais correntes a favor de nossa industrialização é o de que os países industrializados são ricos e os países de economia agrícola ou extrativa são pobres. Como princípio, não é verdadeiro … a economia agrícola pode formar um país muito rico e de alto

padrão de vida. Para nós brasileiros, basta que olhemos para a Argentina …" (Gudin, 1945/2010, p.105)

Em síntese, para os neoliberais a elevação da produtividade, decorrente de novos investimentos produtivos, era a variável central para o desenvolvimento de uma nação. O recorte setorial, essencial para os desenvolvimentista e para o argumento da necessidade de industrializar, não encontravam eco no pensamento de Gudin e Bulhões, sendo, na maior parte do tempo, duramente criticado.

O baixo nível de poupança doméstico era tido como um entrave à expansão dos investimentos e da produtividade. A solução para o problema encontrava-se em promover políticas de incentivo à poupança e atrair capitais estrangeiros, especialmente os de natureza produtiva. Finalmente, dentre os elementos marcantes da "retórica neoliberal" liderada por Gudin e Bulhões, cabe destacar a argumentação favorável à abertura comercial. A ampliação da competição externa era tida como essencial para tornar mais eficiente a estrutura produtiva doméstica.

Ainda no contexto desta breve caracterização da corrente neoclássica liderada por Gudin e Bulhões, deve-se ressaltar a preocupação com o problema inflacionário, fruto, em essência, da expansão monetária utilizada para financiar os desequilíbrios fiscais. O controle da inflação era a tarefa prioritária do governo; elemento que distanciava os neoclássicos dos desenvolvimentistas, tendo em vista que para os últimos o controle da inflação, ainda que importante, não poderia se sobrepor à transformação da atividade produtiva resultante do processo de industrialização. Boianovsky (2012) apresenta evidências de que para Celso Furtado, na década de 1950, a ampliação da capacidade produtiva derivada do processo de industrialização ajudaria a conter o processo de inflação. Neste contexto, políticas contracionistas para conter a inflação, apenas agravariam o problema, segundo Furtado.

A caracterização mais geral das correntes de pensamento, especialmente as controvérsias entre "desenvolvimentistas e neoliberais" no imediato pós-guerra, é tema amplamente discutido pela literatura, não valendo a pena estender-se neste ponto para além dos elementos gerais já expostos. É reconhecido, tal como defendido por Bielschowsky (1988) e Saretta (2001), que Bulhões foi um dos "líderes intelectuais do neoliberalismo" o que implica, como argumentado, a defesa da primazia das forças do mercado na alocação dos recursos produtivos e da concentração dos esforços do Estado no controle da inflação. A caracterização está longe, no entanto, de fornecer um quadro mais completo da contribuição intelectual do autor, tema que se pretende avançar na próxima seção.

## 2.2 Bulhões e a *Revista Brasileira de Economia*

No intuito de avançar para além destes elementos mais gerais e promover uma análise mais acurada e diversificada do pensamento de Bulhões, definiu-se uma estratégia. Optou-se por promover uma revisão dos artigos publicados por Bulhões na *Revista Brasileira de Economia* (RBE) entre 1947 e 1986, ano em que publicou

seu último artigo na Revista. A escolha desta estratégia para abordar o tema tem duas vantagens. A primeira é que delimita de forma precisa o material analisado; a segunda é que fornece uma amostra representativa das preocupações e análises de Bulhões sobre um amplo conjunto de temas.

Bulhões publicou seu primeiro artigo na RBE em 1947. O trabalho, em co-autoria com Jorge Kingston, intitulado: "A política monetária para 1947", apresenta uma análise detalhada da evolução dos meios de pagamento e das condições de crédito para este ano. O trabalho conclui que o superávit comercial era a principal fonte de ampliação dos meios de pagamento durante os anos da Guerra. Vale lembrar que durante o período da II Grande Guerra o Brasil registrou uma forte expansão em seus superávits comerciais, fruto do aumento do valor das exportações e das restrições às importações derivadas do esforço de guerra nos países centrais.[5] Outro aspecto que merece destaque, especialmente pela recorrência em sua obra, é a associação entre o desequilíbrio fiscal, a expansão dos meios de pagamento e a inflação. O autor sustenta que em 1947 "persiste, de maneira latente, a fonte de inflação do Tesouro" (Bulhões & Kingston, 1947, p.22).

Ainda que o foco do trabalho seja a análise da expansão dos meios de pagamento e do crédito, o artigo também apresenta uma discussão sobre as perspectivas de curto prazo da economia brasileira. O foco, no que tange especificamente às expectativas, encontrava-se na preocupação com os efeitos depressivos que poderiam advir da redução da demanda externa a partir do fim do conflito e o retorno de produtores tradicionais ao comércio internacional de manufaturas. O olhar em retrospectiva confirma a expectativa pessimista de Bulhões. De fato, como apresenta Vianna (2014), as exportações de manufaturas, que chegaram a representar 20% da pauta de exportação do país em 1945, caíram para 7,5% em 1946, em função do retorno dos produtores tradicionais ao mercado.

Bulhões não se restringiu, no entanto, apenas à elaboração do diagnóstico. O artigo apresenta um rol de medidas de política econômica, como por exemplo a sugestão de "diminuir os créditos do Banco do Brasil ao Tesouro", que tinham como objetivo constituir "um conjunto harmônico de medidas monetárias e amonetárias como programa de combate à inflação e de cautela contra a depressão" (Bulhões & Kingston, 1947, p.29).

Em 1948, publicou o artigo: "Índices de preços no Brasil" (Bulhões, 1948). Trata-se de um trabalho técnico, cuja ênfase era promover uma discussão, comum na época, sobre o significado e a metodologia mais adequada à formulação dos índices de preços. O autor destaca a existência de problemas nos índices calculados pelo IBGE, especialmente no que tange a limitação na composição da cesta de bens analisada. Seu caráter técnico, no entanto, torna o material menos rico no que se

[5] Em dólares correntes, o superávit comercial brasileiro saltou de US$ 51,4 milhões em 1940 para US$ 332,6 milhões em 1945 (Abreu, 2014, anexo estatístico).

refere à análise do pensamento econômico. Vale a pena como registro, no entanto, a preocupação do autor com a precisão da mensuração da variação dos preços.

Em 1949, a RBE publicou um extenso material com o título: "Lei monetária: exposição perante à Comissão de Indústria e Comércio". O documento é composto por quatro elementos: i) O texto do projeto de Lei Monetária, apresentado pelo deputado Alde Sampaio; ii) O parecer do deputado Daniel Faraco; iii) O voto do autor contrário ao parecer do relator; e iv) A exposição do professor Octávio Gouvêa de Bulhões, à época chefe da seção de Estudos Econômicos e Financeiros do Ministério da Fazenda, na Comissão de Indústria e Comércio. A análise será concentrada no último ítem. Vale, no entanto, uma breve nota sobre a proposta. Seu principal objetivo, destacado tanto pelo parecer de Daniel Faraco, quanto pela exposição de Bulhões, era estabelecer um conjunto de regras para a emissão monetária, reduzindo substancialmente o grau de discrionariedade da política monetária, com o objetivo final de promover "a regulação automática do meio circulante" (Bulhões, 1949, p.128).

A exposição oral de Bulhões transcrita pela RBE, incluindo os questionamentos dos debatedores, deixa claro o posicionamento favorável à construção de regras para nortear a execução da emissão de moeda que, após o abandono do padrão-ouro, havia se tornado alvo de extrema discrionariedade. O autor, no entanto, apresenta severas críticas ao caráter automático da proposta, especialmente por "procurar dar uma precisão mecânica à dosagem dos meios de pagamento" (Bulhões, 1949, p.137). A emissão de papel moeda não poderia ser mecanicamente definida, tal como definido na proposta de Lei, dada a necessidade de adaptar a emissão monetária às flutuações no nível de atividade e na inflação.

Em 1952, o artigo "Economia e nacionalismo" apresenta elementos chaves das objeções do autor ao nacionalismo econômico (Bulhões, 1952). O artigo critica a opção pela nacionalização da propriedade do subsolo — que implicava na propriedade estatal do petróleo e outros recursos minerais — e o movimento contra a transferência de lucros para o exterior. O artigo reflete sua preocupação com a exacerbação do nacionalismo no contexto da campanha do "Petróleo é Nosso" e do decreto nº 30.363 de 3 de janeiro de 1952, que limitava o retorno de capital estrangeiro investido no país.

Para o autor, a limitação da atuação do capital estrangeiro no setor de petróleo e os entraves à transferência de lucros para o exterior restringiam a possibilidade de investimentos estrangeiros, o que contribuía para atrasar o desenvolvimento econômico do país. O argumento nacionalista incorreria num erro básico: confundir a proteção de produtores nacionais com bem-estar social. Bulhões parte da premissa smithiana de que "o consumo é a finalidade dos atos econômicos" (Bulhões, 1952, p.92) e que a competição é o móvel para o processo de ampliação das inovações e da produtividade, pois "se o mercado fôr aberto, exclusivamente, para um determinado

grupo de produtores … estes preferirão seguir o caminho da rotina e da escassez" (Bulhões, 1952, p.93).

Bulhões imputa a Friedrich List boa parte dos equívocos nacionalistas ao confundir progresso e bem-estar econômico com o desenvolvimento das "forças de produção" de propriedade nacional. Para Bulhões o bem-estar econômico seria obtido, na terminologia atual, através da maximização do consumo da sociedade, pouco importando a origem de propriedade do capital responsável pela produção. A política de restrição ao capital estrangeiro beneficiava apenas um grupo restrito de produtores em detrimento do bem-estar global.

Nosso autor enveredou também pelo campo da metodologia e da teoria econômica. O artigo "Previsão Econômica e Investimentos", publicado em 1956, é um exemplo deste tipo de preocupação. O trabalho analisa os limites das previsões realizadas pela ciência econômica, especialmente em comparação com as ciências da natureza, como a Física. Bulhões destaca a impossibilidade de prever os "atos lógicos" e os "não lógicos" dos indivíduos para compreender os limites da ciência econômica. Apesar destas limitações, decorrentes da natureza do objeto investigado, o comportamento humano, o autor sustenta que a teoria pode ajudar na compreensão das trajetórias econômicas, especialmente do processo de crescimento do produto. Para tanto, em leitura explicitamente influenciada pelo modelo de Harrod, argumenta que a análise da dinâmica econômica deve concentrar seus esforços em entender a determinação dos níveis de investimento e consumo. Em suas palavras, "o problema do investimento … expressa a tendência da evolução econômica" (Bulhões, 1956, p.16).

O investimento desempenha um papel central na determinação da dinâmica econômica para Bulhões. O texto revela também com clareza sua principal referência teórica no tema referente à determinação dos investimentos. Para o autor, "falar em investimento é falar na contribuição de Wicksell" (Bulhões, 1956, p.9), especialmente por ter sido Wicksell o responsável por compreender o investimento como resultado de uma "produção indireta", ou seja, como o resultado do acréscimo da renda que não foi consumido, tema que foi recorrentemente abordado em diversos trabalhos de Bulhões.

O trabalho "Algumas considerações sobre valor e formação de preços", publicado em 1957, apresenta uma análise de natureza teórica sobre a formações de preços, valor e o papel do excedente no sistema econômico. Chama atenção a diversidade de abordagens teóricas trabalhadas para tratar o tema, que passa por discussões de autores contemporâneos como Gaetan Pirou, Paul Samuelson e Nicolas Kaldor, mas também por autores clássicos como Smith, Ricardo e Marx, austríacos, como Böhm-Bawerk e institucionalistas como Thorstein Veblen. Não deixa de ser curiosa a relevância depositada às discussões sobre questões teóricas como a determinação "do valor". O autor chega a afirmar que "o estudo do valor constitui o alicerce das

Cadeiras que têm ligação mais direta com os problemas da vida econômica" (Bulhões, 1957, p.53).

A discussão sobre alocação de recursos, especificamente a relação entre consumo, poupança e investimento é outro tema abordado no artigo, tal como em seu trabalho do ano anterior. "Se se reconhece que a expansão dos investimentos exige a utilização de parte apreciável do acréscimo da renda, não há lugar para o aumento do consumo. Se ao contrário, se opta pelo consumo, então dever-se-á renunciar aos investimentos" (Bulhões, 1957, p.54). O autor comunga assim com a visão dominante à época entre analistas de diversas matrizes, tais como Gudin e Prebisch, sobre a necessidade de ampliar a poupança para alavancar os investimentos.

O autor trava ainda uma discussão com Celso Furtado. Em "Contribuições à análise do desenvolvimento econômico", Furtado sustenta que nos países desenvolvidos os salários seriam determinados a partir da produtividade marginal do trabalho, enquanto nos subdesenvolvidos prevalecia o princípio do "mínimo de subsistência". Para Bulhões, o que determinava o baixo salário da agricultura brasileira era a sua baixa produtividade, elemento que limitava a remuneração ao nível de subsistência. Ampliações na produtividade teriam como consequência uma elevação dos salários, desde que mantida a escassez do fator de produção.

Finalmente, vale realçar a sugestão final do autor sobre a forma para se encontrar um "desenvolvimento equilibrado". Para Bulhões, ainda que seja uma tarefa complexa, o "aumento dos salários, em função do acréscimo de lucros de cada empresa é o caminho mais acertado para alcançar-se um desenvolvimento equilibrado" (Bulhões, 1957, p.64). O autor apresentava, portanto, uma preocupação com a geração de um desenvolvimento equilibrado, no qual os frutos do progresso deveriam ser repartidos entre trabalhadores e empresários. Vale o registro que este tema foi abordado em outras obras do autor, especialmente em sua fase mais madura.

Em 1958, publicou em parceria com Margaret Hanson da Costa, o artigo "Pressão dos financiamentos sobre o produto nacional". Os autores definem a pressão por financiamento como "a evolução desproporcionada da parcela do produto nacional que se destina a financiar as despesas de consumo do governo e os investimentos públicos e privados" (Costa & Bulhões, 1958, p.29). A partir de um conjunto de evidências empíricas, sustentam que, entre 1950 e 1956, a pressão por financiamento foi significativa, já que seu crescimento foi superior ao do produto.

Dois aspectos se sobressaem no texto. O primeiro é que os autores identificam no crescimento dos investimentos o elemento chave para o desenvolvimento, repetindo, portanto, os argumentos apresentados nos trabalhos de 1956 e 1957. Ao comentar o crescimento dos financiamentos para os investimentos, sustentam que "sem sobra de dúvida é esse o caminho aconselhável para chegar-se ao progresso" (Costa & Bulhões, 1958, p.32). Finalmente, caberia enfatizar a preocupação com o crescimento das despesas do governo e dos déficits orçamentários, assim como sua relação

com a inflação, tendo em vista que "a expansão inflacionária … tem como causa preponderante o déficit orçamentário" (Costa & Bulhões, 1958, p.39).

Este último tema é especialmente importante da ótica da história do pensamento. Vale lembrar que neste momento, o pensamento estruturalista cepalino, como pode ser observado em trabalhos de Furtado, sustentava que a inflação brasileira era estrutural, fruto do processo de industrialização, desvinculando-a do resultado fiscal, tal como observado por Boianovsky (2012). Em outros termos, a conclusão de Costa e Bulhões (1958) é um exemplo da leitura que ajudou na construção da visão sobre as causas primárias da inflação e seus vínculos com o financiamento dos desequilíbrios fiscais.

Em 1958 Bulhões publicou mais um artigo na RBE. "Mercado e planificação" é um exemplo da produção de natureza teórica do autor. Trata-se de um longo trabalho no qual discute temas como a divergência entre "preços de mercado" e "preços de equilíbrio" e a discordância entre interesse privado e social na alocação de investimentos produtivos. Sobre este segundo ponto, chama atenção a vinculação entre a definição dos investimentos e a inflação. Em sua visão, boa parte das distorções existentes na alocação de investimentos em países subdesenvolvidos decorria de problemas inflacionários. "Em ambiente de intensa e sistemática desvalorização da moeda, os investidores passam a aplicar seus recursos em conflito com os interesses gerais" (Bulhões, 1958, p.42). A inflação e a elevação da incerteza que ela produz promoveriam uma concentração em investimentos de curto prazo, em detrimento de inversões de longo prazo.

O artigo é também um exemplo de que Bulhões se afasta de uma discussão rasa: mercado × Estado. Como ponto de partida, admite que "o afastamento dos preços do nível de equilíbrio decorre da inadequada política governamental e não do fato do Estado intervir no domínio econômico" (Bulhões, 1958, p.46). Trata-se, portanto, muito mais de um problema vinculado ao instrumento utilizado para promover a intervenção do que propriamente o ato de intervir. O autor estabelece duras críticas ao uso de instrumentos monetários e, especialmente cambiais, para promover intervenções no sistema, mas defende o uso de instrumentos fiscais de intervenção. Em sua visão, "o sistema fiscal é um excelente instrumento de intervenção do Estado no domínio econômico, porque é capaz de proporcionar incentivos à produção ou de disciplinar suas forças, bem como as tendências de consumo, sem provocar desequilíbrios no mercado de preços" (Bulhões, 1958, p.50).

O artigo "Algumas considerações sobre as fases do desenvolvimento econômico" de 1960 relata suas reflexões sobre um conjunto de trabalhos apresentados na *International Economic Association Conference* realizada em Konstanz, na Alemanha. O modelo de fases de desenvolvimento elaborado por Rostow no trabalho "*Leading sectors and the take-off*" e as críticas elaboradas por Kuznets ao trabalho foram os temas centrais do encontro acadêmico. Apesar do reconhecido valor acadêmico dos trabalhos, Bulhões critica tanto a abordagem de Rostow como as considerações

de Kuznets. Sua conclusão sobre o tema está longe de ser um libelo à humildade: "Das considerações feitas por Rostow e das críticas alinhadas por Kuznets, cheguei a conclusão de que o documento que eu preparara para a Conferência continha observações mais exatas do eu mesmo supusera ao redigi-las" (Bulhões, 1960a, p.8).

Em essência, Bulhões retoma o argumento recorrentemente apresentado sobre a relevância dos investimentos para o crescimento. Há, no entanto, um elemento novo,[6] a separação analítica do que define como investimentos materiais e imateriais; estes últimos especialmente vinculados aos esforços educacionais. "O esforço que se desenvolve atualmente no sentido de medir os vários elementos que contribuem para a taxa de acréscimo da renda nacional, poderia, a meu ver, ter maior significação se nos orientássemos pela divisão dos investimentos em materiais e imateriais" (Bulhões, 1960a, p.14). Em algum sentido, Bulhões intuitivamente incorporou à sua análise sobre o crescimento, ainda que de forma rudimentar, o elemento educacional que, nas décadas seguintes, a partir das contribuições de Robert Lucas e Paul Romer e do desenvolvimento dos modelos de crescimento endógeno, tornar-se-ia o centro da teoria de crescimento de longo prazo.

Em 1961, a RBE publicou o artigo "Alguns aspectos da ação do mecanismo dos preços". Trata-se de uma síntese dos pontos principais de duas palestras realizadas pelo autor na Escola de Administração de Empresas, da Fundação Getulio Vargas, em São Paulo e na Escola Técnica da Aeronáutica, em São José dos Campos. Neste artigo, vários aspectos discutidos em trabalhos anteriores são novamente apresentados. Em especial, há considerável repetição de argumentos elencados em "Mercado e planificação", publicado em 1958, como por exemplo, a crítica ao uso de instrumentos monetários e, especialmente cambiais, para promover intervenções do governo na economia e a defesa do uso de instrumentos fiscais, especialmente subsídios diretos como forma de ampliar a oferta em setores específicos.

A comparação estabelecida por Bulhões entre os problemas na alocação de investimentos na Rússia, na Polônia e no Brasil — a partir de suas observações de uma palestra de Oscar Lange em fins de 1960, no Instituto Brasileiro de Economia da FGV — é um argumento original do trabalho. Em todos estes países deu-se, de forma equivocada na visão de Lange e Bulhões, um impulso significativo às atividades industriais em detrimento da agricultura. No caso dos países comunistas, o erro era derivado diretamente das intervenções estatais. No caso brasileiro, além das questões relativas ao câmbio, o autor destaca que "enveredamos pela estrada da fixação dos preços de produtos agropecuários", que desestimulam a produção e a exportação. Num plano mais geral, "em ambos os países se deixou de reconhecer a validade da formação de preços, como índice de orientação econômica" (Bulhões, 1961, p.7).

[6]No que tange ao conjunto de trabalhos abordados nesta seção.

Em 1966, já ocupando o cargo de Ministro da Fazenda, Bulhões publicou na RBE o curto[7] artigo "O combate à inflação e as vinculações orçamentárias", no qual apresenta suas considerações sobre as críticas estabelecidas pelo professor Eugênio Gudin ao programa governamental de combate à inflação. É necessário lembrar que Bulhões, ao lado de Roberto de Oliveira Campos, então Ministro do Planejamento e Coordenação Econômica, foi um dos elaboradores do Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG), que definiu uma estratégia gradualista de combate à inflação.

Em suas memórias, Campos ressalta que "a filosofia do PAEG diferia daquela recomendada pelo FMI. Em primeiro lugar, este julgava necessário um tratamento de choque" (Campos, 1994, p.612). Gudin alinhava-se às posições do FMI e entendia que a estratégia gradualista adotada pelo PAEG dificultaria o combate à inflação. No trabalho de 1961, Bulhões apresenta dois argumentos em favor do gradualismo. Em primeiro lugar, ressaltava a existência de uma "inflação reprimida", decorrente de uma série de congelamentos, implementados por motivos "demagógicos" no passado recente. Os desequilíbrios criados por estes congelamentos precisavam ser corrigidos através da liberalização de um conjunto de preços, o que certamente promoveria uma elevação da inflação no curto prazo. A correção destes desequilíbrios tornava inexequível a adoção de um choque anti-inflacionário. Neste contexto, "o emprego de medidas drásticas não seria compensado pela rapidez da reação econômica. Cairíamos em depressão". (Bulhões, 1966, p.34).

O segundo argumento apresentado por Bulhões em favor do gradualismo diz respeito a dificuldade de se promover um ajuste fiscal no curto prazo, fruto da expansão das vinculações orçamentárias, que criou uma "incontrolável torrente de despesas públicas" (Bulhões, 1966, p.36). O então ministro da Fazenda apontava para a impossibilidade de promover-se, ao menos no curto prazo, o equilíbrio orçamentário. A melhora nas finanças públicas ocorreria de forma gradual. Como o controle da inflação dependia do equilíbrio fiscal, era inviável imaginar-se uma queda abrupta da inflação. Em outros termos, a profusão de vinculações orçamentárias e a dificuldade em reduzi-las no curto prazo seriam elementos adicionais na justificativa da adoção de uma política gradualista de combate à inflação.

"A Economia da Universidade ao Governo", publicado em 1967, tem como ponto de partida a nítida insatisfação do autor com os rumos seguidos pela ciência econômica e pelos debates nacionais sobre economia. "O extraordinário, porém, é a repetição dos argumentos ilógicos, impregnados dos mesmos preconceitos, no correr dos séculos" (Bulhões, 1967, p.37). Para superar este impasse os formuladores de política deveriam combinar os conhecimentos obtidos nas Universidades com as evidências colhidas da realidade. Em especial, o autor apresenta três temas sobre os quais pretende contribuir, eliminando os argumentos ilógicos e os preconceitos:

[7] O artigo tem apenas 4 páginas.

i) Preços relativos e nível geral de preços; ii) Lucros em geral e lucro do investimento; e iii) taxa de juros na ascensão e no declínio da inflação.

A primeira discussão promove uma recuperação das reflexões do autor sobre o comportamento dos preços e os meios de pagamento, assim como a relação entre inflação e investimentos. Reafirma-se didaticamente que "para bem compreendermos a evolução dos preços, devemos nos empenhar em explica-la de maneira direta com as variações nos meios de pagamento, tendo em vista que o preço nada mais é do que a relação entre quantidade de mercadoria e quantidade de dinheiro" (Bulhões, 1967, p.39). O caráter nocivo da inflação sobre os investimentos é igualmente reafirmado.

Sobre o segundo tema, dois aspectos chamam atenção. Em primeiro lugar, o autor promove uma longa discussão sobre a fonte dos lucros, na qual se esforça para demonstrar que os lucros são derivados do aumento de produtividade decorrente dos investimentos. Associado a este primeiro elemento, argumenta que a ideia do lucro como uma transferência de renda é um equívoco, um preconceito, fruto de ideologia. Bulhões estabelece duras críticas à concepção de que existiria um inerente conflito de interesses entre trabalhadores e empresários, tal como sustentado pelos socialistas. "O lucro do investimento, pelo fato de resultar do acréscimo de produtividade, permite a obtenção de um excedente de produção que a todos favorece: consumidores, assalariados e capitalistas … Não se retira parcela alguma de ninguém" (Bulhões, 1967, p.46).

Por fim, apresenta sua visão sobre a relação entre inflação, juros e investimentos. Numa seção na qual as referências teóricas limitam-se às contribuições de Böhm-Bawerk, conclui que "se houver estabilidade de preços em geral, a taxa de juros … manter-se-á estável e em nível módico" (Bulhões, 1967, p.52). Esse resultado acaba gerando um corolário adicional: em regime de estabilidade monetária, a taxas de juros, por ser estável e muito baixa, não representaria empecilho à realização de investimentos.

O trabalho é formado ainda por dois longos anexos. No segundo, Bulhões apresenta uma discussão da sua compreensão sobre alguns elementos específicos da "Teoria Geral" de Keynes, particularmente o funcionamento do mecanismo multiplicador dos gastos. Em sua revisão sobre o ponto, concorda com Keynes que o investimento é o ponto de partida do processo de formação da renda. "O elemento importante no aumento da renda é o multiplicador, através do consumo" (Bulhões, 1967, p.68). No entanto, observa que o mecanismo multiplicador somente poderia funcionar "numa economia sob impacto da depressão". O argumento é simples: a elevação dos gastos somente poderia ter efeitos sobre o nível de atividade se a economia operasse abaixo do pleno emprego. Caso a economia estivesse em pleno emprego o efeito multiplicador sobre a atividade, por definição, não ocorreria. A obra de Keynes era, portanto, dedicada ao estudo de uma economia que operava abaixo do pleno emprego ou "sobre o impacto da depressão". É interessante notar como Bulhões a partir de uma singela observação chega ao resultado compartilhado

pelos principais intérpretes de Keynes em sua época, especialmente as contribuições de Harrod (1937) e Hicks (1937).

Em 1968, Bulhões publicou na RBE o artigo "Os impostos e os problemas econômicos", no qual analisa a evolução da política tributária brasileira. O autor critica a rápida expansão da arrecadação de impostos indiretos, especialmente sobre circulação e produção, e aponta à necessidade de ampliação da arrecadação do imposto de renda. A principal crítica à expansão dos impostos indiretos refere-se ao desestímulo criado à expansão da produção, do consumo e dos investimentos. São apresentadas estimativas sobre o peso destes tributos, "a soma dos dois impostos — o de circulação e o de produtos industrializados recai sobre os bens de produção com um encargo da ordem de 30%. A percentagem é significativa, uma vez que, provavelmente representa uma tributação de 20% a 25% sobre o valor do investimento" (Bulhões, 1968, p.51).

A reduzida arrecadação do imposto de renda era fruto, na visão do autor, de uma combinação de fatores, a saber: a ampla margem de isenções, que limitava a base de arrecadação do imposto; a excessiva progressividade do tributo, que estimulava a evasão fiscal e a concessão excessiva de créditos tributários, que reduzia o volume arrecadado. Bulhões era a favor de uma ampliação da base de incidência do tributo e de uma adequação de sua progressividade. Ao contrário de Friedman, citado na discussão, não via a necessidade de uma redução radical no caráter progressivo do IR; mas sim a necessidade de promover um ajuste com intuito de reduzir a evasão fiscal.

As considerações feitas por Bulhões a respeito de Friedman são, no mínimo curiosas, e merecem o relato. De acordo com Bulhões, "Muito embora Milton Friedman seja um professor de reconhecida competência, é autoridade pouco citada e ainda menos seguida, devido ao liberalismo extremo que sustenta" (Bulhões, 1968, p.52). Como sabemos hoje, Friedman se tornaria uma referência fundamental do monetarismo, corrente que nos anos 1970 ocupou um lugar de destaque na teoria macroeconômica em nível internacional.

"Considerações adicionais sobre investimentos", publicado em 1970 em parceira com Carlos Alberto Consenza, é um trabalho de natureza teórica dedicado ao estudo da variável investimento a partir de uma releitura da contribuições de Böhm-Bawerk, Wicksell e Keynes. Vários elementos expostos por Bulhões sobre o tema ao longo de sua trajetória são formalmente apresentados. Chama atenção o reforço da ideia do investimento como fruto de uma produção indireta, atribuída especialmente a Wicksell, e o lucro como "resultado da maior produtividade da nova escala de produção" (Bulhões & Consenza, 1970, p.15).

Não há no trabalho qualquer elemento de inovação em relação à literatura de referência, servindo o trabalho para consolidar, de uma perspectiva teórica, vários elementos da análise do autor sobre o investimento. Tal como em outros trabalhos, o autor defende que o investimento e seu efeito sobre a produtividade dos fatores

era a variável chave do processo de desenvolvimento. A "novidade" do trabalho se encontra na forma de apresentação das ideias. Trata-se do primeiro (e único) artigo em que o autor utiliza a matemática de forma extensiva para a formulação de sua abordagem teórica.

Em "O Brasil e a Política Monetária Internacional", publicado em 1972, o autor conduz uma descrição do processo de reformulação do Sistema Monetário Internacional (SMI) promovido em Bretton Woods, especialmente a constituição do FMI. A visão e os efeitos sobre o Brasil dos rumos seguidos pelo SMI são também apresentados. Bulhões compara as propostas do *International Clearing Union*, defendida por Keynes, e o projeto original do Fundo Monetário de Estabilização defendido por Harry White do Tesouro dos Estados Unidos. Não deixa de ser curioso que para Bulhões, "a técnica da *Clearing Union* era sensivelmente superior" (Bulhões, 1972, p.32). Ainda assim, Bulhões defendida a implantação da proposta de White, em função do contexto internacional de provável aceleração da inflação.

Ao longo de todo o texto, o autor se apresenta como defensor do multilateralismo, peça chave do espírito vigente em Bretton Woods para organização do SMI. Apesar de criticar a adoção do dólar americano como moeda de referência, especialmente no contexto de ampliação dos déficits do Balanço de Pagamentos dos Estados Unidos, Bulhões critica os países, que no final da década de 1960, agiram no sentido de colocar o sistema em xeque. Reporta, por exemplo, que "a França, em atitude das mais retrógradas, insistia em desfazer-se de suas reservas em dólares e substituí-las por ouro". Ao mesmo tempo o autor critica as autoridades americanas e seus economistas por terem decidido em 1971 "adotar uma tese das mais prejudiciais ao espírito de Bretton Woods; os países que julgassem o dólar depreciado que valorizassem a sua moeda" (Bulhões, 1972).

Em 1976, a RBE publicou o artigo "Inflação, petróleo e crise econômica mundial" de Alexander Swoboda do *Graduate Institute of International Studies* (Genebra). Além do texto original, são apresentados comentários de Bulhões e dos professores Antônio Carlos Lemgruber e Paulo Lyra. Ao contrário de Lemgruber que faz uma detalhada análise técnica do trabalho, Bulhões apresenta uma discussão bastante sintética (ocupam apenas 3 páginas) na qual concorda com o argumento de Swoboda sobre as causas da aceleração da inflação nos países centrais como resultado de dois fatores: a expansão monetária decorrente da elevação das reservas cambiais em dólares e a crise do petróleo.

Bulhões retoma os argumentos expostos no trabalho publicado em 1972 na RBE, especialmente a defesa dos princípios norteadores de Bretton Woods e a crítica à utilização do dólar como moeda de referência, pois: "por maior prestígio que disponha uma moeda nacional, ela envolve fraquezas inerentes às inconsistências da política interna de cada país" (Swoboda, 1976). É notório o ceticismo de Bulhões em relação a viabilidade de um sistema de taxas flutuantes "coordenado" em nível nacional.

Finalmente, apresenta uma reflexão sobre as causas para os erros sistemáticos na condução da política monetária e creditícia. Em tom quase de desabafo, questiona: "Mas serão tão distraídas as autoridades monetárias que não percebem o mal da expansão do crédito?". Em sua resposta à indagação sugere que os gestores da política monetária/creditícia sabem os efeitos que expansões exageradas da liquidez causam sobre a inflação, mas sustenta que agem assim como forma de compensar o peso tributário do imposto de renda sobre as empresas, argumentando explicitamente que "como os governos não percebem que o exagero do imposto de renda enfraquece consideravelmente as empresas, pelo menos as autoridades monetárias procuravam suprir essa deficiência" (Swoboda, 1976, p.62).

"O significado de *A Riqueza das Nações* para o desenvolvimento da ciência econômica" publicado em 1977 é um retorno de Bulhões às discussões puramente teóricas sobre o desenvolvimento. Em homenagem aos duzentos anos da publicação de Smith, Bulhões promove um resgate das contribuições do autor para a ciência econômica, especialmente para o desenvolvimento das nações. Promove também uma interpretação do significado de liberdade em Smith a partir das contribuições de Jacob Viner, John Commons e Wesley Mitchell. Conclui finalmente que a obra de Smith "simboliza o movimento de generalização da inciativa empresarial … pleiteia a liberdade de produzir, contra as delimitações em que regulamentos e privilégios criam obstáculos à ampliação das fontes produtoras e ao mercado de produtos" (Bulhões, 1977, p.9).

Smith teria encontrado o caminho para a ampliação da produção e da riqueza, mas, ao lado desta influência positiva, existiriam também aspectos negativos, especialmente o "contraste na formação dos lucros e dos salários". Segundo Bulhões dois tipos de resposta foram dados pela sociedade à questão. De um lado o *Manifesto Comunista*, de 1848, apresentaria a solução, equivocada da perspectiva de Bulhões, do comunismo e a "eliminação radical da liberdade de produzir". A outra resposta, vista com bons olhos por Bulhões, seguia a orientação da encíclica, do papa Leão XIII, *Rerum novarum: Sobre as condições dos operários* de 1891, que propunha como mensagem central a necessidade de rever e reformular o liberalismo, sem abandoná-lo em seus princípios de liberdade, mas ajustando-o para diminuir as desigualdades distributivas e melhorar os padrões de vida dos operários.

Seguindo os princípios da *Rerum novarum*, Bulhões sustenta que "A solução consiste em fazer os empregados participarem do capital das empresas … Somente assim, manteremos a estaca implantada por Adam Smith e eliminaremos os desajustamentos da liberdade de produzir" (Bulhões, 1977, p.11).

"Retrato de Eugênio Gudin", publicado em 1986, foi o último artigo escrito por Bulhões na RBE. Trata-se de uma breve homenagem na qual ressalta a importância de Gudin na constituição do ensino de Economia no país e sua contribuição enquanto ministro da Fazenda do governo Café Filho. Reporta o entusiasmo do colega ao receber o convite de Luiz Simões Lopes para participar de uma nova instituição

de educação, a Fundação Getulio Vargas, e a proposta de construir um "núcleo de economia" que, se transformaria posteriormente no Instituto Brasileiro de Economia.

Da passagem de Gudin como Ministro, destacam-se os cortes nos subsídios, especialmente o da gasolina, polêmico na época por conta dos supostos efeitos inflacionários da medida. Bulhões lamenta que as ações posteriores da política econômica tenham seguido um caminho oposto, de ampliação da gama de subsídios. "O desconhecimento do custo inflacionário dos subsídios, muito superior ao de sua supressão, conduz a insistência em mantê-los. Uma insistência ilusória porque o beneficiado acaba sendo prejudicado" (Bulhões, 1986, p.6). Em certa medida, os argumentos apresentados neste trabalho, demonstram que o autor se tornou ao longo do tempo mais cético em relação a capacidade da política fiscal em promover o crescimento da produção.

## 3. Considerações finais

A revisão e a análise dos trabalhos publicados por Bulhões na RBE permitem compreender sua produção acadêmica de uma forma mais precisa e justa. O amplo espectro de temas tratados, a diversidade de áreas de interesse e a utilização de diversas matrizes teóricas permitem concluir que classificar Bulhões como um "neoliberal" está longe de fornecer um retrato adequado da abrangência e complexidade de sua contribuição intelectual. Isto não significa que a classificação seja em si errônea, tendo em vista os atributos específicos estabelecidos pela literatura. Significa que ela fornece apenas um esboço, muito genérico, do pensamento do autor. Além disso é importante reconhecer que o atributo "neoliberal" ganhou no Brasil uma ampla gama de interpretações e significados em diversos campos da academia e do senso comum. Atualmente, o termo encontra-se crivado de pré-conceitos e imprecisões, o que limita sua utilidade, especialmente quando o objetivo é realizar uma análise mais acurada do pensamento econômico de um autor do porte de Bulhões.

Do ponto de vista temático, Bulhões foi muito além dos temas ligados especificamente à macroeconomia. A rigor, da amostra analisada, suas contribuições na década de 1940 e os trabalhos de 1958, 1966 e 1968 podem ser classificados como discussões com ênfase em macroeconomia, política monetária e fiscal. O autor, no entanto, foi muito além destes temas. Em 1952, apresentou suas críticas ao nacionalismo; enveredou por discussões metodológicas em 1956 e de teoria econômica, especialmente sobre a formação de preços, nos trabalhos de 1957, 1967 e 1970; este último marcado pelo elevado grau de formalização. Em "Mercado e Planificação" também publicado em 1958 discutiu as vantagens da alocação privada de recursos, sem deixar de levar em conta a necessidade de intervenção, ainda que limitada, do Estado em países como o Brasil. Seu trabalho de 1960, discutiu a fronteira dos embates teóricos sobre o desenvolvimento. Em 1972, dedicou-se a descrever a evolução do SMI desde Bretton Woods. Finalmente, no contexto da

análise sobre a contribuição de Smith, apresentou em 1977 uma síntese de sua visão sobre o caminho para o desenvolvimento de uma nação, uma combinação da liberdade produtiva advogada em *A Riqueza das Nações* com as necessárias revisões de natureza distributiva apresentadas pela *Rerum novarum*.

A diversidade temática observada ao longo da análise das contribuições do autor na RBE permite concluir que Bulhões ocupou-se em sua agenda de pesquisa acadêmica com conjunto de temas muito mais amplo do que aqueles abordados na "agenda neoliberal", tal como exposto na seção 2.1 deste trabalho.

A diversidade temática foi acompanhada por um espectro igualmente amplo de referências teóricas. Para além das influências dos pensadores do liberalismo clássico inglês, Smith e Ricardo, a revisão dos trabalhos da RBE torna perceptível o vasto conhecimento e utilização da teoria econômica na construção intelectual do autor. Permite também verificar que Bulhões dedicava-se ao estudo da ciência econômica sem restrições de natureza dogmática e que, em diversos temas, encontrava-se atualizado em relação à fronteira do conhecimento. A lista de autores que influenciaram Bulhões é vasta e sua repetição é desnecessária.

Na amostra analisada, mas especialmente nos trabalhos de natureza teórica, sobressai-se a relevância das contribuições de Wicksell. Neste sentido, o resultado encontrado nesta revisão reforça a análise de Chacel (1990), ao afirmar que "talvez a admiração maior de Bulhões, a julgar pelos excertos de sua obra, tenha recaído sobre Wicksell". Neste sentido, destacam-se nos trabalhos teóricos publicados pelo autor na RBE a ênfase à visão, atribuída Wicksell, do investimento como derivado de uma "produção indireta", aspecto negligenciado, novamente de acordo com Bulhões, por outros autores, como Keynes.

O autor da "Teoria Geral", ainda que presente nos trabalhos, está longe de poder ser considerado uma influência relevante para Bulhões. Keynes não apenas teria negligenciado o investimento como fruto de uma produção indireta como, de um ponto de vista mais geral, teria construído uma obra para analisar uma situação específica do sistema econômico, a operação abaixo do pleno emprego. Os efeitos do multiplicador para a atividade econômica só fariam sentido, de acordo com o autor, se a economia operasse abaixo do pleno emprego.

A revisão dos artigos publicados na RBE permite também aprofundar o conhecimento do autor em diversos temas. Longe de dar conta de todas as discussões, apresentam-se alguns exemplos de temas nos quais esta revisão avança em relação à literatura estabelecida. Por exemplo, pode-se concluir da leitura de seus trabalhos que Bulhões é um defensor do liberalismo econômico, tal como advogado em sua essência na obra de Smith, porém entende que a adoção estrita dos princípios liberais e sua exacerbação acarretariam problemas de natureza distributiva. O "desenvolvimento equilibrado" pretendido por Bulhões seria alcançado através de uma combinação dos princípios norteadores do liberalismo, no campo da produção, com a promoção de uma distribuição mais equitativa desta produção, tal como proposto pela *Rerum*

*novarum*. Há, portanto, em Bulhões uma preocupação com a promoção de um desenvolvimento equilibrado, especialmente em termos de distribuição da renda, tema até o presente praticamente ignorado pela literatura.

O mesmo pode-se dizer sobre a compreensão do investimento como fruto de uma produção indireta. A importância dada à esta discussão não foi até o presente discutida pela literatura dedicada ao estudo do autor. Em última análise, Bulhões está argumentando que a realização de um investimento só pode ocorrer a partir de uma produção anterior não consumida, ou seja, poupada. O tema é essencial para compreender a aproximação de Bulhões em relação a Wicksell e a reduzida importância atribuída a Keynes.

O papel da intervenção do Estado na economia é outro tema cuja leitura dos trabalhos da RBE permite aprofundar o conhecimento sobre o autor. Ainda que privilegie a alocação privada de recursos, a leitura dos trabalhos deixa evidente que Bulhões entende que a intervenção do Estado pode ser necessária, sob condições específicas. Sua crítica mais voraz tinha como alvo a intervenção econômica através dos regimes cambiais. As intervenções no mercado de câmbio e as distorções sobre os preços relativos eram vistos como geradores de sérios problemas alocativos. Bulhões, no entanto, defendeu, como por exemplo, em seu trabalho de Costa e Bulhões (1958), a utilização de políticas fiscais ativas, especialmente a concessão de subsídios para estímulo à produção.

Em síntese, a leitura dos trabalhos publicados na RBE joga luz sob uma série de temas e resultados encontrados pelo autor que, até o presente, foram praticamente negligenciados pela literatura dedicada à análise da história do pensamento econômico nacional.

À diversidade temática e de referências teóricas soma-se ainda um aspecto distintivo das contribuições de Bulhões; a importância de sua vivência como homem público na construção de sua trajetória intelectual. A relevância da interação entre academia e conhecimento prático é destacada em diversos trabalhos, mas especialmente em Bulhões (1967). Esta caraterística era compartilhada por outros expoentes intelectuais de sua época, como por exemplo Roberto Simonsen e Roberto Campos, fruto de um momento histórico no qual a separação entre academia, mercado e serviço público era muito mais tênue do que nos dias atuais. Neste contexto, não é também de se estranhar o peso da conjuntura econômica na definição dos temas tratados por Bulhões. Suas preocupações com os caminhos da política econômica, com o crescente nacionalismo no início da década de 1950 ou ainda sua análise do SMI são reveladores da influência realidade sobre a sua obra. Os elementos apresentados neste trabalho, fruto da revisão completa dos trabalhos do autor na RBE, permitem interpretar sua contribuição intelectual para além da classificação mais rudimentar, como um dos expoentes intelectuais do pensamento "neoliberal". Permitem, em última instância, compreendê-lo como um autor interessado no estudo de diversos temas de economia, com profundo conhecimento da teoria de sua

época e que utilizou de sua experiência prática como homem público na construção de sua análise econômica, elementos que o colocam entre os principais intelectuais brasileiros do século XX.

## Referências bibliográficas


Abreu, M. P. (Org.). (2014). *A ordem do progresso: Dois séculos de política econômica no Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier.

Beloch, I., & Abreu, A. A. d. (Orgs.). (1984). *Dicionário histórico-biográfico brasileiro*. Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas, CPDOC; Forense Universitária; Finep.

Bielschowsky, R. (1988). *Pensamento econômico brasileiro: O ciclo ideológico do desenvolvimentismo* (Série PNPE Nº 9). Rio de Janeiro: Ipea/Inpes.

Boianovsky, M. (2012). Celso Furtado and the structuralist-monetarist debate on economic stabilization in Latin America. *History of Political Economy*, *44*(2), 277–325.

Bulhões, O. G. d. (1948). Índices de preços no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *2*(2), 49–91.

Bulhões, O. G. d. (1949). Lei monetária: Exposição perante a Comissão de Indústria e Comércio. *Revista Brasileira de Economia*, *3*(2), 53–148.

Bulhões, O. G. d. (1952). Economia e nacionalismo. *Revista Brasileira de Economia*, *6*(1), 91–117. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/2383

Bulhões, O. G. d. (1956). Previsão econômica e investimentos. *Revista Brasileira de Economia*, *10*(3), 5–25. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/1893

Bulhões, O. G. d. (1957). Algumas considerações sobre "Valor e Formação de Preços" (Aspectos teóricos e práticos). *Revista Brasileira de Economia*, *11*(2), 39–87. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/viewFile/1879/2760

Bulhões, O. G. d. (1958). Mercado e planificação. *Revista Brasileira de Economia*, *12*(2), 29–65. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/1859/2620

Bulhões, O. G. d. (1960a). Algumas considerações sobre as fases do desenvolvimento econômico. *Revista Brasileira de Economia*, *14*(3), 5–15. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/viewFile/1837/2701

Bulhões, O. G. d. (1960b). *Economia e política econômica*. Rio de Janeiro: Editora Agir.

Bulhões, O. G. d. (1961). Alguns aspectos da ação do mecanismo dos preços. *Revista Brasileira de Economia*, *15*(2), 5–20. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/1825

Bulhões, O. G. d. (1966). O combate à inflação e as vinculações orçamentárias. *Revista Brasileira de Economia*, *20*(2-3), 33–36. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/1756/2773

Bulhões, O. G. d. (1967). A economia da universidade ao governo. *Revista Brasileira de Economia*, *21*(3), 37–69. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/1739/5898

Bulhões, O. G. d. (1968). Os impostos e os problemas econômicos. *Revista Brasileira de Economia*, *22*(3), 50–59. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/1719/6008

Bulhões, O. G. d. (1969). *Dois conceitos de lucro*. Rio de Janeiro: Editora APEC.

Bulhões, O. G. d. (1972). O Brasil e a política monetária internacional. *Revista Brasileira de Economia*, *26*(4), 31–44. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/101/2912

Bulhões, O. G. d. (1977). O significado de *a riqueza das nações* para o desenvolvimento da Ciência Econômica. *Revista Brasileira de Economia*, *31*(1), 5–11. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/186/6400

Bulhões, O. G. d. (1986). Retrato de Eugênio Gudin. *Revista Brasileira de Economia*, *40*(1), 5–8. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/7990/6733

Bulhões, O. G. d. (1990). *Depoimento* [Memória do Banco Central: Programa de História Oral do CPDOC/FGV]. Brasília: BCB/Demap. http://www.fgv.br/cpdoc/acervo/historia-oral/entrevista-biografica/octavio-gouvea-de-bulhoes

Bulhões, O. G. d., & Consenza, C. A. N. (1970). Considerações adicionais sobre investimentos. *Revista Brasileira de Economia*, *24*(2), 5–46. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/13/6068

Bulhões, O. G. d., & Kingston, J. (1947). A política monetária para 1947. *Revista Brasileira de Economia*, *1*(1), 9–50. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/2473

Campos, R. (1994). *A lanterna na popa: Memórias* (2ª ed., Vol. 1). Rio de Janeiro: Topbooks.

Chacel, J. M. (1990). Bulhões e seus escritos. *Revista Brasileira de Economia*, *44*(4), 493–496. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/7961

Costa, M. H., & Bulhões, O. G. d. (1958). Pressão dos financiamentos sobre o produto nacional. *Revista Brasileira de Economia*, *12*(1), 29–42. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/1855/2612

Curado, M. (2013). Industrialização e desenvolvimento: Uma análise do pensamento econômico brasileiro. *Economia e Sociedade*, *22*(3), 609–640. http://dx.doi.org/10.1590/S0104-06182013000300002

Faro, C. d. (1990). Octávio Gouvêa de Bulhões e a *revista brasileira de economia*. *Revista Brasileira de Economia*, *44*(4), 489–491. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/7960

Fonseca, P. C. D. (2015, julho). *Desenvolvimentismo: A construção do conceito* (Texto para Discussão Nº 2103). Brasília: IPEA. https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=25801

Goldenstein, L. (1994). *Repensando a dependência*. Rio de Janeiro: Paz & Terra.

Gudin, E. (2010). Rumos de política econômica [Relatório apresentado para a Comissão de Planejamento Econômico]. *In* R. Simonsen & E. Gudin (Orgs.), *A controvérsia do planejamento na economia brasileira* (3ª ed., pp. 51–126). Ipea. https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=5620 (Obra original de 1945)

Harrod, R. F. (1937). Mr, Keynes and traditional theory. *Econometrica*, *5*(1), 74–86. http://dx.doi.org/10.2307/1905402

Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the "classics": A suggested interpretation. *Econometrica*, *5*(2), 147–59. http://dx.doi.org/10.2307/1907242

Motta, M. S. (1995). Histórias de vida e história institucional: A produção de uma fonte histórica. *In XVIII Simpósio Nacional de História, ANPUH*, Recife.

Resende, A. L. (2014). Estabilização e reforma: 1964–1967. *In* M. P. Abreu (Org.), *A ordem do progresso: Dois séculos de política econômica no Brasil.* Rio de Janeiro: Elsevier.

Saretta, F. (2001). Octavio Gouvêa de Bulhões. *Estudos Avançados*, *15*(41), 111–125. http://www.revistas.usp.br/eav/article/view/9783

Swoboda, A. K. (1976). Inflação, petróleo e crise econômica mundial. *Revista Brasileira de Economia*, *30*(1), 41–71. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/158/6584 (Comentários de Octávio Gouvêa de Bulhões nas páginas 60–62)

Tavares, M. C. (1990). A última homenagem ao mestre Bulhões. *Revista Brasileira de Economia*, *44*(4), 497–498. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/7962

Vianna, S. B. (2014). Política econômica externa e industrialização. *In* M. P. Abreu (Org.), *A ordem do progresso: Dois séculos de política econômica no Brasil* (pp. 1946–1951). Rio de Janeiro: Elsevier.

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200015
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

# Signaling Honesty: Institutional Strength and Voters' Concern About Corruption in a Model of Electoral Competition*

Marcelo de C. Griebeler†
Alexandre R. da Silva‡

**Contents**

1. Introduction .....277
2. The model .....283
3. An application to recent Brazilian political scenario .. 294
4. Concluding remarks.....301
Appendix. Tables.....304

**Keywords**
Corruption, incumbency advantage, political economy

**JEL Codes**
D72, P48

**Abstract • Resumo**

Quando os eleitores se preocupam com a honestidade de seus líderes políticos, políticos *office seekers* — sejam corruptos ou não — têm fortes incentivos para se comportar como se fossem realmente honestos. Construímos um jogo simples de sinalização no qual o político no poder desconhece a parcela do eleitorado que se preocupa com a corrupção. Nosso modelo explica algumas descobertas recentes da literatura empírica em Economia Política, a saber, que alguns incumbentes implementam políticas anticorrupção no último ano de seus mandatos (durante a campanha pela reeleição) e que os incentivos para adotar tais medidas são mais fortes quando a concorrência pelo cargo é maior. Entre outros determinantes, destacamos como a percepção dos políticos sobre o quanto os eleitores se preocupam com honestidade é crucial em sua escolha. Aplicamos nosso modelo ao cenário político brasileiro e mostramos que nossas previsões são apoiadas por evidências e dados anedóticos. Em particular, podemos explicar a mudança no comportamento dos incumbentes brasileiros após as manifestações de junho de 2013.

## 1. Introduction

Recent empirical evidence has suggested that incumbent politicians engage in anti-corruption policies during elections years (Vadlamannati, 2015). In fact, in weakly

*This research was supported in part by The Brazilian National Council for Scientific and Technological Development (CNPq) under grant number 305838/2017-2.

†Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Faculdade de Ciências Econômicas, Departamento Economia e Relações Internacionais. Avenida João Pessoa 52, Centro Histórico, Porto Alegre, RS, CEP 90040-000, Brazil. 0000-0001-7943-4802

‡Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Av. Paulo Gama, 110, Farroupilha, Porto Alegre, RS, CEP: 90040-060, Brasil. 0000-0001-6815-8339

marcelo.griebeler@ufrgs.br alexandrerodriguesdasilva1976@gmail.com



This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Received on Aug 31, 2018
Final Acceptance on May 27, 2020

institutionalized countries, where the potential presence of corrupts among the candidates is always a major threat to voters, the politician in power may want to implement policies such as giving the police and other law enforcement institutions autonomy and independence to investigate the government in case of suspicion of corruption.[1] The objective of implementing such measures immediately before the election is clearly to send a signal to voters that one is committed to fighting against public misconduct—and therefore that he is honest. Since anti-corruption policies are more costly for corrupts—who have a higher chance of being caught and punished—than for honest candidates, this sort of signal is indeed informative.

But under which conditions is it optimal for an incumbent to adopt such measures during campaign? When he is corrupt, anti-corruption policies have the obvious costs of increasing the probability of being punished.[2] In countries where police and justice are inefficient, this cost may be low and thus those policies are more likely to be adopted. However, even when the incumbent is not corrupt, there are opportunity costs associated with anti-corruption policies. On the other hand, in order to assess the benefits, one must take into account how sensitive to issues related to honesty the public is. If, for instance, voters are indifferent to ethics in public administration, it may not be worth taking the risk of being caught and punished—or incur in the opportunity costs.

As discussed above, if the incumbents know that the probability of reelection is high even maintaining the status quo—i.e. not promote policies that fight corruption and public misconduct—, there is no incentive to incur the related costs. In fact, it is reasonable to expect that a high degree of incumbency advantage makes the politician in office less prone to implementing anti-corruption policies. Moreover, if there is a low probability of reelection even adopting such measures, maintaining the status quo may still be the best option. Therefore, when the electoral competition is fierce (the degree of incumbency advantage is moderate), anti-corruption policies are likely to be the best strategy.

The above reasoning is supported by empirical evidence reported by Ferraz and Finan (2011), Sidorkin and Vorobyev (2018) and Vadlamannati (2015). Sidorkin and Vorobyev (2018) uses a rich database and shows that in Russia, corruption is higher closer to the end of regional governors' terms. As the standard political budget cycle reasoning fails in explaining such a pattern, the authors provide an alternative

[1] Throughout the paper, we use anti-corruption policies and policies that give police and law enforcers autonomy to investigate and punish corrupts—in public administration mainly—interchangeably. Although anti-corruption may be considered a broad concept and therefore more suitable for a model such as ours, the main example of such policies is the one in which autonomy and independence are given to investigators (Hanssen, 2004; Stephenson, 2004). Since we are also interested in applications, we opt to use both.

[2] The concept of punishment adopted throughout the paper is broad, and may include fines, jail time and all other costs imposed to convicted corrupts. The only requirement we make is that punishment causes disutility to politicians.

explanation: when a governor gradually learns that he will not be re-appointed, there are incentives to engage in corruption to accumulate wealth before leaving office. Alternatively, when a governor becomes more certain that he will be reelected, he may have higher incentives to smooth rent extraction over time. Sidorkin and Vorobyev (2018) finds consistent supporting evidence for this explanation. The same pattern has already been found in Brazil by Ferraz and Finan (2011): there is significantly less corruption in municipalities where mayors can get reelected. The authors' findings also suggest that electoral rules that enhance political accountability play a crucial role in constraining the politician's corrupt behavior.

The main evidence that incumbents do use anti-corruption measures as a signal of honesty with the objective of winning elections is provided by Vadlamannati (2015). By using a panel data on 30 Indians states from 1988 to 2009, this study finds that scheduled elections (as opposed to unscheduled ones) are associated with an increase in the number of corruption cases registered by anti-corruption agencies. A substantial effect of the election proximity on the number of cases registered is also found, since the closer the election is the higher the number of corruption cases reported. The political use of such policies becomes even more evident when one observes that in swing states, where the margin of victory for the incumbent in previous elections has been narrow, the same effect is observed.

We present a simple signaling game which explains the empirical regularities discussed above. An office-seeker incumbent, who may be either honest or corrupt, must choose whether or not to implement anti-corruption policies during his campaign for reelection. Because voters do not know his type, signaling honesty may be worthwhile. Our model predicts that the higher the number of voters perceived as worried about corruption, the more prone to adopting measures against public misconduct both types of incumbents are. As a matter of fact, we show that anti-corruption policies are chosen in equilibrium (both separating and pooling) according to the interaction between public concern about corruption and institutional strength. Strong institutions are a necessary condition for the existence of such equilibria. In particular, an equilibrium in which both politicians reveal their types (only the honest one adopts anti-corruption policies) requires that the expected punishment for corruption be sufficiently large and that the concern about corruption be moderate.

We are also able to analyze the impact of changes in the degree of incumbency advantage on politicians' behavior. Our model allows us to interpret the probability of victory without the support of voters who care about honesty as the degree of such an advantage. By doing so, we find that policies aimed at fighting corruption are more likely to be implemented by both types of politician when the competition for office is fierce (low degree of incumbency advantage). Once again, the strength of institutions plays a decisive role in the existence of equilibria. For instance, the existence a pooling equilibrium in which both incumbents choose to send signals of

honesty—by implementing anti-corruption policies—requires that both the majority of politicians in society be honest—a signal of strong institutions, following Caselli and Morelli (2004)—and the degree of incumbency be sufficiently low.

In addition to providing a theoretical base for some recent papers in the empirical literature (e.g. Ferraz & Finan, 2011, Sidorkin & Vorobyev, 2018, and Vadlamannati, 2015), our model's findings are corroborated by data and anecdotal evidence from the Brazilian political scenario. By analyzing the only three presidential democratic elections occurred in Brazil in which there was an incumbent candidate, we show that there was an inflection point in their policies concerning ethics in public administration. While in the elections before 2013 incumbents did not worry about corruption and thus did not implement any significant policy related to it, honesty and other related issues were among the most discussed topics in the 2014 campaign, which made the then incumbent adopt anti-corruption policies in the last year of her term.

The change in the incumbent's behavior may be explained by two factors included in our model. First, in 2013 a series of manifestations and protests against corruption, public misconduct, among others, made politicians aware of the new profile of the average Brazilian voter. For long Brazilians had been seen as tolerant when it comes to corruption (Winters & Weitz-Shapiro, 2013), but the 2013 protests showed politicians that honesty has become an important issue. Second, when compared to Fernando Henrique Cardoso (FHC) and Luis Inácio Lula da Silva, incumbents in the elections of 1998 and 2006, respectively, Dilma Rousseff's incumbency advantage in 2014 was much lower. We present some data that corroborate the two above facts and discuss how both factors may have made Rousseff adopt anti-corruption measures, unlike her predecessors.

The main contribution of our paper is, therefore, provide a model that explains why incumbents have incentives to implement anti-corruption policies (signaling honesty) when they are seeking reelection. In particular, the novelty is to incorporate the voters' concern about corruption as one of the determinants of politicians' behavior. The interaction of this variable with others related to the institutional strength of societies is also novel. Finally, to the best of our knowledge, our application to the recent Brazilian political scenario has not been performed as well. Although we are aware of the limitations of our approach, especially because of data limitations (there have been only three incumbents in presidential elections so far), we believe that it can contribute to the literature on corruption fighting and other related themes.

## 1.1 Related literature

The model we develop is primarily related to the literature on why and how political institutions affect corruption—and consequently the implementation of policies that fight it. While Myerson (1993) and Persson, Tabellini, and Trebbi (2003) focus

on the performance of different electoral systems in reducing corruption (by using theoretical and empirical approaches, respectively), Persson, Roland, and Tabellini (1997) analyzes the importance of the separation of powers and the consequent effects on political accountability. The concept of institutional strength we adopt in this paper is different from this literature, given that we highlight the role of efficient police and judicial system in punishing corrupts. Furthermore, we follow Caselli and Morelli (2004) by assuming that a large cohort of honest politicians is a signal of strong institutions. Finally, none of the above papers study interaction of institutions with voters' concern about corruption like ours does.

The idea that anti-corruption policies may hurt politicians in office has been studied indirectly by the literature on the optimal level of judicial independence. Stephenson (2004), for instance, finds conditions under which rational voters force the government to cede power over legislative decisions to the courts. Although there is no mention of corruption in that paper, it is similar to ours by allowing that the behavior and characteristics of voters have an impact on the incumbent's choice of sharing judicial powers. Hanssen (2004), on the other hand, explores the impacts of establishing an independent court on future incumbents. The idea is that when one expects to be replaced by a successor with very different policy views, there are incentives to raise the cost of future policy changes. In our model, the cost associated with anti-corruption policies (giving up judicial power) is composed of the opportunity cost—that affects the current incumbent, independent on his type—and the expected punishment in case of corruption—that affects only the corrupt type if reelected.

Our assumption that part of voters values candidates' character is present in papers such as Kartik and McAfee (2007) and Bernheim and Kartik (2014). Similar to our model, Kartik and McAfee (2007) assume that politicians can send signals of character through the policies in their platform. The authors' approach is more generic than ours, given that the considered one-dimensional policy is abstract. Moreover, unlike our approach, there is no incumbent and the politician who lacks character is not punished—it is not necessarily dishonesty. The characteristics of self-selected candidates in corrupt political systems are studied by Bernheim and Kartik (2014). Because they explore how policy instruments such as anti-corruption enforcement affect the expected quality of governance through candidate self-selection, there is a similarity to our model. Their focus, however, it is the selection of candidates rather than the behavior of an office-seeker incumbent.

Our paper is related to several studies in which the politician in office may choose to implement policies that have a direct negative effect on his utility, but that also affect the public's belief and thus may help him to keep the power. Acemoglu, Egorov, and Sonin (2013), for example, studies populism through a model in which both types of incumbent (corrupt and honest) choose policies that are not their favorite with the aim of signaling honesty and thus winning the election. As the

authors assume that the fact that the corrupt type is bribed by a right-wing group is common knowledge—i.e. voters know it—, then the implemented policies are to the left of the politicians' bliss point—when it is to the left of the median voter, they label this phenomenon as populism. Other similar paper in this literature is Matsen, Natvik, and Torvik (2016), which focus on what it is called "pretopopulism" (excessive resource extraction as the mechanism for staying in power). Our model differs from those studies by incorporating the level of voters' concern about corruption and its interaction with institutions. Moreover, as anti-corruption policies are instrumental in our paper, they can be seen as an expression of populism.

There are also some models applied to non-democratic regimes in which incumbents (i.e. dictators) face trade-offs similar to the one studied in this paper. In Egorov, Guriev, and Sonin (2009), for example, a dictator may choose to allow free media to provide incentives to bureaucrats and therefore to improve the quality of government. However, by doing so he increases the chances of being deposed from office, as free media allows disgruntled citizens to coordinate and thus make an insurrection against the government. In a similar vein, Chen and Xu (2017) and Shadmehr and Bernhardt (2017) study when it is optimal for an authoritarian regime allow citizens to voice opinions publicly. Once again, the cost of implementing such a policy is the higher probability of social instability and revolt. In Chen and Xu (2017), benefits are associated with the possibility of the shared feeling of dissatisfaction toward the government among citizens being revealed, such that the government will detect the danger and improve policies accordingly. It may also disorganize citizens if they find themselves split over policies. In Shadmehr and Bernhardt (2017), on the other hand, communication among citizens may facilitate the dissemination of any negative information about the alternative to the status quo, forestalling revolution. While there is a similarity between our paper and this literature because of the possibility of adoption of policies that might hurt incumbents in exchange for better political prospects, the main differences are the regime type (ours is democracy) and the channel through which policies affect the incumbent's payoff (electoral incentives in our model).

Given our application to Brazilian political scenario, this paper is related to the empirical literature that investigates why many corrupt politicians get reelected in Brazil. The study of Pereira and Melo (2015), in particular, gives us empirical support for one important assumption made in section 3. By using a dataset on mayoral elections (2,000 and 2004) in the Brazilian State of Pernambuco, Pereira and Melo (2015) shows that the negative marginal effect of corruption on reelection disappears as public expenditure increases (the called "trade-off hypothesis", according to which voters tolerate corruption in exchange for public goods). However, other papers have found that Brazilian voters do punish corrupt in the elections. Winters and Weitz-Shapiro (2013), for example, tests both the "information hypothesis", which says that citizens vote for corruption because they do not have enough

information, and the trade-off hypothesis. By using a nationwide survey, authors conclude that neither of the hypothesis is supported in Brazil. Ferraz and Finan (2008) analyzes data from audit reports from Brazilian municipalities and found that the information assumption is valid and that informed voters do punish corrupt incumbents. Finally, Boas, Hidalgo, and Melo (2019) conducts a field experiment during the 2016 municipal elections and concludes that voters' behavior in the abstract reflects the comparatively strong norm against corruption in Brazil, but on election day, their behavior is constrained by factors such as loyalty to local political dynasties and the greater salience of more pressing concerns like employment and health services.

Our paper also makes contributions to the literature that studies the competition and campaign for president during the three elections in which there was an incumbent candidate in Brazil (Machado, 2009; Melo, 2015). In particular, candidates' behaviors and speeches in regard to honesty may be seen as part of the framework we develop here. The broader analysis of anti-corruption policies implemented by some politicians in Brazil in different levels (state, national government, etc) may also connect to our model (Ferraz & Finan, 2008; Mota Prado & Carson, 2016). In fact, we believe that our contribution is multidisciplinary, with a special connection to Political Sciences and fields related.

### 1.2 Outline

This paper is organized as follows. The next section presents the signaling model between an incumbent, who can be either corrupt or honest, and voters. Section 3 describes the Brazilian political scenario, in particular the change in the incumbent's behavior after 2013, and applies our model to explain it. Finally, section 4 concludes.

## 2. The model

Consider a society consisting of a constant population, where each member is a voter. There are two possible types of politicians, honest ($H$) and corrupt ($C$). We denote the politician's type as $t \in \{H, C\}$ and use the indicator variable $T$, such that $T = 1$ if $t = H$ and $T = 0$ otherwise, whenever it is necessary. The politician's type is private information, such that the only information voters have is that the share of honest politicians in the pool of candidates is $\mu$, whereas $1 - \mu$ is the share of corrupt ones. Both candidates get a rent $R > 0$ from being in office, which can be thought as coming from several sources, such as salary and ego-rents. The corrupt politician has a further source of rent when he is the incumbent, namely a fixed amount of

money obtained illegally from office,[3] which for simplicity we call bribe $B > 0$.[4] We also assume that whenever a politician loses the election, his utility is equal to zero.

Our model has two periods. In the first one, the incumbent politician chooses whether to implement anti-corruption policies, such as give the police and other law enforcement institutions autonomy and independence to investigate the government in case of suspicious of corruption (see, e.g. Stephenson, 2004 and Hanssen, 2004). The alternative to adopting such policies is to keep the status quo (do nothing). Voters observe the incumbent's policy and then decide which candidate to vote for, whether the incumbent or the challenger. In the second period, the winner candidate holds the office. If the chosen policy in the pre-election period was the anti-corruption one, then there is a positive probability $q$ that the responsible for corruption will be caught and punished. This probability is higher the more efficient the police and the judicial system are. Finally, let $C > 0$ be the punishment imposed on the politician caught corrupting.

Whenever the incumbent chooses to adopt anti-corruption measures, there is a cost $\gamma \in \left(0, \beta R\right)$ associated with it,[5] which is common to both types of politicians, where $\beta \in (0, 1)$ is the intertemporal discount factor of politicians. If we assume a fixed government budget, this cost may represent the opportunity cost of a higher public good provision. For example, the resources directed to the police and judicial system could also be used to provide other public goods which politicians consider important. This assumption implicitly states that fighting corruption brings no direct benefit for politicians. Instead, the only reason that makes them choose it is improving their electoral chances. Another way of establishing this is by assuming that politicians have no preference over anti-corruption policies—that is, there is no ideology about them.

[3] Our model adopts a general concept of corruption, such that it applies to any type of abuse of public power, office, or resources by elected government officials for personal gain, by extortion, soliciting or offering bribes, for example.

[4] Observe that our definition of corrupt politician implies that he always engages in corruption—such an action *is not* a choice. We can justify this by assuming that each politician is characterized (his type) by his (psychological or moral) cost of misbehaving, following Bernheim and Kartik (2014). Furthermore, for the sake of simplicity, if we suppose that there only two levels of cost (high and low), it is reasonable to call those with high and low cost honest (those who will not engage in corruption) and corrupt (those who will not), respectively. Relaxing this assumption—by allowing a continuum of types, for example—may change our results, given that we would have different costs of signaling for different types. This possibility could be explored in a moral hazard model, for example. See footnote 8.

[5] This assumption guarantees that $F_*^H > 0$ (see its definition in equation (4)). In fact, if $F_*^H \leq 0$, several of the possible equilibria of the game (see section 2.4) would be ruled out.

The election between the incumbent and the challenger[6] takes place with the majoritarian voting system. Thus, the candidate who receives more than a half of the total votes cast wins. For the sake of simplicity, we also assume that in case of tie, the incumbent wins. Voters' behavior is straightforward and is discussed below. Figure 1 presents the extensive form of our signaling game.

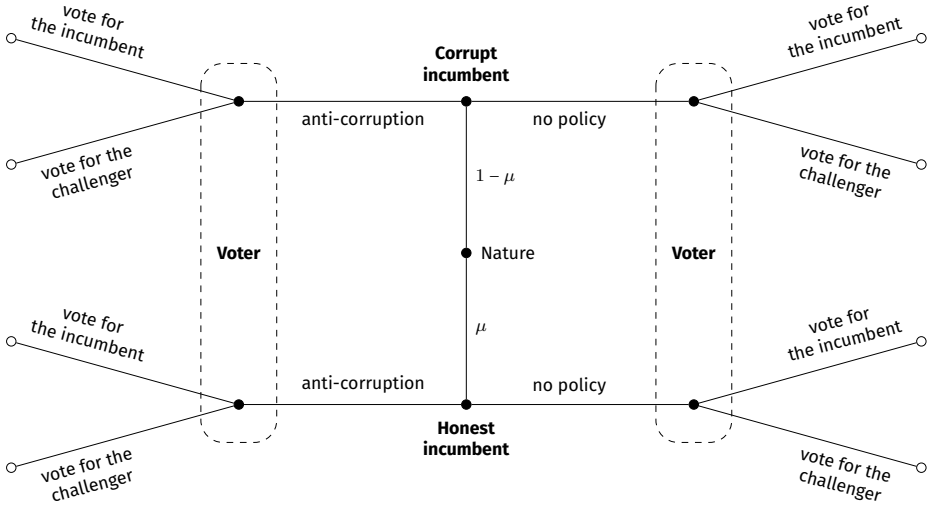



**Figure 1.** The Signaling Honesty Game in Extensive Form.

## 2.1 Voters

There are two groups of voters. The first one is formed by people who care about honesty and thus prefer to vote for the honest candidate. The preferences of a representative voter of this group are represented by the following utility function

$$u^{v}(v,T) = \bar{u}\left[1-(T-v)^2\right], \tag{1}$$

where $\bar{u} > 0$ is a parameter, and $v \in \{0,1\}$ is her strategy, with $v = 1$ if she votes for the incumbent and $v = 0$ when the challenge is the chosen candidate. One can notice that $u^{v}(1,1) = u^{v}(0,0) = \bar{u} > 0 = u^{v}(0,1) = u^{v}(1,0)$. In other words, those

[6]Because we consider the race between two candidates, it clearly applies to second-round elections. However, it may also be suitable for modeling multi-candidate scenarios in which only two have chances of winning, as long as one of them is the incumbent. Instead, if the competition is among several politicians, the model has to be adapted because now voters need more information to differentiate the different challengers.

voters prefers to vote for the incumbent if and only if he is honest.[7] This implies that they see honesty as an incumbent's valence, in the sense that was coined by Stokes (1963) and is widely used in Political Sciences: it refers to issues that all voters agree to value positively, in contrast with "positional" issues, where voters may disagree depending on their ideologies.

As the incumbent's type is private information, voters decide whom to vote for according to the posterior probability of the incumbent being honest. In fact, they compare it with $\mu$, which is the probability of the challenger being honest. Let $\rho_i^t \equiv \text{Prob}\,(i \mid t)$ be the voters' prior beliefs that the incumbent of type $t$ will choose to implement the policy $i = \{A, SQ\}$, where $A$ denotes the anti-corruption policy and $SQ$ denotes keeping the status quo. As usual, the probability of the incumbent being type $t$ once voters observed that action $i$ has been chosen can be obtained through the Bayes rule. For the honest type, for example, we have

$$\text{Prob}\,(H \mid i) \equiv \tilde{\rho}_i^H = \text{Prob}\,(H \mid i) = \frac{\rho_i^H \mu}{\rho_i^H \mu + \rho_i^C (1-\mu)} \tag{2}$$

As a notational remark, notice that $\text{Prob}\,(t \mid i) \equiv \tilde{\rho}_i^t$ for $t \in \{H, C\}$ and $i = \{A, SQ\}$.

The other group of voters is formed by people who vote for the incumbent regardless of the policy chosen in the first period. The idea is that there is incumbency advantage, such that part of the population is attached to the politician in office and does not care about his honesty. We can think of such an advantage as coming from the name recognition due to his previous work in the office. Incumbents also have easier access to campaign finance, as well as government resources (such as the franking privilege) that can be indirectly used to boost a campaign. Those factors may help to create a loyalty in part of the electorate.

Let $\chi \in [0, 1]$ be the share of voters who care about honesty. Notice that if $\chi \leq 1/2$, then the incumbent wins whatever the policy he implements. We assume that $\chi$ is a random variable with probability distribution function $F(\cdot)$, which is common knowledge. Therefore politicians do not observe the true share of voters in both groups, they know only its distribution. Observe that $F(1/2)$ measures the probability of winning the election without the support of the voters who care about corruption. Throughout the paper, we also interpret it as the degree of incumbency advantage. As we will see below, the higher $F(1/2)$ the lower the difference between

[7] An alternative way to model voters is by assuming that each voter $k$ is characterized by $\omega_k \in (0, 1)$, a parameter that measures her level of worry about corruption. Let $\omega$ be uniformly distributed. Suppose, for instance, the voter's utility were given by $u_k^v(v, T) = \omega_k \bar{u}\left[1 - (T - v)^2\right] + \delta v$, where $0 < \delta < \bar{u}$ is a random variable measuring the welfare from voting for the incumbent (independent on his type)—e.g. due to the incumbency advantage—and let $H(\cdot)$ be its probability distribution. We have that the share of voters who vote for the incumbent is $\delta/\bar{u}$ if $t = C$. Moreover, everyone votes for the incumbent if $t = H$. The probability of winning without the support of the voters who (sufficiently) care about corruption is, therefore, $\text{Prob}\left(\delta/\bar{u} \geq 1/2\right) = 1 - H(\bar{u}/2)$. Observe that $1 - H(\bar{u}/2) = F(1/2)$ in our model.

the payoff of getting those voters' support and the one of receiving zero votes from them—in fact, when $F(1/2) = 1$ the two payoffs are equal. Because this second group is not strategic, henceforth whenever we use "voters", we are referring to the first group (those who care about corruption).

## 2.2 The honest incumbent

Suppose that the politician in office is the honest one. His total utility is the sum of the two periods and depends on whether he adopts anti-corruption policies and whether he wins the election. His preferences can be expressed by[8]

$$U^H\left(\mathbb{I}^H, v\right) = R\left\{1 + \beta\left[v + F\left(\frac{1}{2}\right)(1 - v)\right]\right\} - \mathbb{I}^H\gamma, \tag{3}$$

where $\mathbb{I}^H = 1$ if he chooses to adopt anti-corruption measures and $\mathbb{I}^H = 0$ otherwise. The above functional form shows that the honest incumbent's utility is decreasing in implementing anti-corruption policies: $U^H(0,1) = R(1+\beta) > R(1+\beta)-\gamma = U^H(1,1)$ and $U^H(0,0) = R\left[1 + \beta F(1/2)\right] > R\left[1 + \beta F(1/2)\right] - \gamma = U^H(1,0)$. In fact, given that such a policy is costly, it will be optimal to implement it only if there is an improvement in the electoral prospects of the incumbent.

One can also see that the honest incumbent's payoff increases when he receives the votes from those voters who care about honesty. In fact, $U^H(0,1) = R(1+\beta) > R\left[1 + \beta F(1/2)\right] = U^H(0,0)$ and $U^H(1,1) = R(1+\beta) - \gamma > R\left[1 + \beta F(1/2)\right] - \gamma = U^H(1,0)$. This result is intuitive, given that, keeping his choice (anti-corruption policies or status quo) constant, receiving the support of the voters will guarantees the victory. Finally, the comparison between $U^H(0,0)$ and $U^H(1,1)$ depends on the parameters' values. In particular, it depends on $F(1/2)$. For future reference, let

$$F_*^H \equiv 1 - \frac{\gamma}{\beta R} \tag{4}$$

be the value of $F(1/2)$ that makes $U^H(0,0) = U^H(1,1)$. As $U^H(0,0)$ is increasing in $F(1/2)$, one can see that $U^H(0,0) < U^H(1,1)$ if and only if $F(1/2) < F_*^H$. This means that the benefit from signaling honesty surpasses the cost associated with the anti-corruption policy if and only if there is a low probability that less than half of the electorate cares about honesty. Alternatively, anti-corruption policies are more beneficial for the politician in power when his incumbency advantage is low.

[8] One can see that both (3) and (5) are particular cases of the general utility of the incumbent of type $t$:

$$U^t\left(\mathbb{I}^t, v\right) = [R + B(1-T)]\left\{1 + \beta\left[v + F\left(\frac{1}{2}\right)(1 - v)\right]\right\} - \mathbb{I}^C\left[\gamma + \beta q C(1-T)\right].$$

For the ease of presentation, we choose to present the two cases separately.

## 2.3 The corrupt incumbent

The corrupt incumbent's choice involves the bribe he gets and the probability of being caught and punished in case of being investigated. We assume that corruption is not a choice for the corrupt candidate, given that it is implicit in our definition that a politician of this type will always commit corruption.[9] His utility is given by

$$U^C\left(\mathbb{I}^C, \upsilon\right) = (R+B)\left\{1+\beta\left[\upsilon + F\left(\frac{1}{2}\right)(1-\upsilon)\right]\right\} - \mathbb{I}^C\left(\gamma + \beta qC\right), \tag{5}$$

where $\mathbb{I}^C = 1$ if he chooses to adopt anti-corruption measures and $\mathbb{I}^C = 0$ otherwise. Observe that, compared to the previous case, whenever $\mathbb{I}^C = 1$, the associated cost is higher, given that it includes the expected punishment $qC > 0$. Similar to the case of the honest politician, however, $U^C(\cdot)$ is decreasing in implementing anti-corruption policies: $U^C(0,1) = (R+B)(1+\beta) > (R+B)(1+\beta) - \gamma - \beta qC = U^C(1,1)$. Given the voters' choice, whether the incumbent or challenger, it is optimal for the incumbent not to spend $\gamma$ signaling honesty.

The corrupt incumbent's payoff is also increasing in his chance of winning (voters' support). In particular, keeping his choice constant, he gets a higher utility when the voters who care about honesty vote for him: $U^C(0,0) = (R+B)\left[1+\beta F(1/2)\right] > (R+B)\left[1+\beta F(1/2)\right] - \gamma - \beta qC = U^C(1,0)$. The above statement also implies that his utility is increasing in $F(1/2)$. Similar to the previous case, we can define

$$F_*^C \equiv 1 - \frac{\gamma}{\beta(R+B)} - \frac{qC}{R+B} \tag{6}$$

as the value of $F(1/2)$ that makes $U^C(0,0) = U^C(1,1)$. Thus, $U^C(0,0) < U^C(1,1)$ if and only if $F(1/2) < F_*^C$. In other words, implementing an anti-corruption policy pays off when the chance of winning without it is low, which happens when there is a high probability that $\chi > 1/2$.

Similar to the standard models of Economics of Crime, the incentives the corrupt incumbent faces to promote anti-corruption policies become stronger as the probability of getting caught and punished $q$, and the size of the sanction suffered as punishment $C$ decrease. In fact, the expected punishment may be so high that the government never implements anti-corruption policies—when $qC \geq R + B - (\gamma/\beta)$ we have $F_*^C < 0$. A higher bribe is also an important incentive to be reelected, given that in case of winning there will be another opportunity to extract such an illegal rent. This is also reflected in $F_*^C$, since $\lim_{B\to\infty} F_*^C = 1$.

[9] Our model can be seen as a reduced form of a moral hazard one, in which a politician in power has to choose the level of corruption he will engage in—or even whether engage in it at all—before deciding whether implement anti-corruption policies. Such corruption is not perfectly observed by voters, who can only rely on the signal they receive from the policies adopted by the incumbent.

## 2.4 Equilibria

The solution concept for our signaling game is the Perfect Bayesian Equilibrium (PBE). A pure-strategy PBE is a pair of strategies $\mathbb{I}^H$ and $\mathbb{I}^C$ and a set of beliefs $\tilde{\rho}_i^t$ for $i = A, SQ$ and $t = H, C$. We start by looking for a pooling equilibrium in which both types of incumbent choose to keep the status quo ($\mathbb{I}^H = \mathbb{I}^C = 0$)—and, therefore, not to signal honesty. For, observe that in this case $\tilde{\rho}_{SQ}^H = \mu$ and $\tilde{\rho}_{SQ}^C = 1 - \mu$, given that incumbents' actions are not informative. Thus, voters who care about corruption vote for the incumbent if and only if $\mu\bar{u} > (1-\mu)\bar{u}$, that is, $\mu > 1/2$.

Let us first consider the above case, in which the majority of politicians are honest, such that voters vote for the incumbent. The honest incumbent payoff's in this case is $U^H(0,1) = R(1+\beta)$, which is his highest possible payoff. Thus, if his choice was $\mathbb{I}^H = 1$ instead, there would be a welfare loss. For the corrupt one, similar reasoning can be applied to: he gets his maximum utility, namely $U^C(0,1) = (R+B)(1+\beta)$, such that any deviation from $\mathbb{I}^C = 0$ makes him worse off. This implies that both the honest and the corrupt incumbents do not deviate from keeping the status quo whenever $\tilde{\rho}_{SQ}^H = \mu > 1/2$.

When $\tilde{\rho}_{SQ}^H = \mu < 1/2$, the incumbent does not receives the votes from voters who value honesty. Moreover, recall that, if they observe that an anti-corruption policy has been implemented, they assign the probability $\tilde{\rho}_A^t$ to the incumbent being type $t = H, C$. This implies that, after observing $i = A$, voters vote for the incumbent if and only if $\tilde{\rho}_A^H \bar{u} > \left(1 - \tilde{\rho}_A^H\right)\bar{u}$, that is, $\tilde{\rho}_A^H > 1/2$. Now, by choosing to keep the status quo, the honest politician's payoff is $U^H(0,0) = R\left[1 + \beta F(1/2)\right]$. Instead, if he adopts an anti-corruption policy, his payoff is $U^H(1,0) = R\left[1 + \beta F(1/2)\right] - \gamma$ if $\tilde{\rho}_A^H < 1/2$ and $U^H(1,1) = R\left(1+\beta\right) - \gamma$ if $\tilde{\rho}_A^H > 1/2$. Because $U^H(0,0) > U^H(1,0)$, there is no incentive for deviation when $\tilde{\rho}_A^H < 1/2$. However, if $\tilde{\rho}_A^H > 1/2$, it is straightforward to see that $U^H(0,0) > U^H(1,1)$ if and only if $F(1/2) > F_*^H$.

Once again, similar reasoning can be applied to the corrupt politician's choice. By following the same steps we conclude that, if $\tilde{\rho}_A^H < 1/2$, then there is no incentive for him to deviate from the choice of keeping the status quo. Moreover, if $\tilde{\rho}_A^H > 1/2$, then deviating is the best choice if and only if $F(1/2) > F_*^C$. This analysis allows us to establish our first result.

**Proposition 1.** *Suppose that $\mu > 1/2$. Then there exists a pooling equilibrium in which both honest and corrupt incumbents choose to keep the status quo (not to signal honesty). Moreover, if $\mu < 1/2$, there exists such a equilibrium if and only if either $\tilde{\rho}_A^H < 1/2$ or $\tilde{\rho}_A^H > 1/2$ and $F(1/2) > \max\left\{F_*^H, F_*^C\right\}$.*

The first thing to notice in the above proposition is that a sufficient condition for the existence of an equilibrium in which both politicians do not send any signal of honesty is that most of the politicians must be honest. Clearly, if incumbents' actions are not informative, voters' priors are decisive for the result. In this case,

with $\mu > 1/2$, after observing that the status quo has been kept, voters believe that the probability of the incumbent being honest is sufficiently high. Similar reasoning applies to the case in which $\mu < 1/2$ and $\tilde{\rho}_A^H < 1/2$. Second, even when most of the politicians are corrupt, an equilibrium without anti-corruption policies exists as long as two necessary and sufficient conditions hold. The first one is that, after observing $i = A$, voters must assign a high probability of the incumbent being honest ($\tilde{\rho}_A^H > 1/2$). This gives incentives for the incumbents to deviate from $\mathbb{I}^t = 0$ unless that they both believe that the share of voters who care about corruption is sufficient low ($F(1/2) > \max\left\{F_*^H, F_*^C\right\}$). Clearly, signaling honesty does not pay off when people do not value it.

We turn now to a pooling equilibrium with $\mathbb{I}^H = \mathbb{I}^C = 1$. Given that incumbents' actions are not informative in this case as well, we have $\tilde{\rho}_A^H = \mu$ and $\tilde{\rho}_A^C = 1 - \mu$. This implies that, after observing that an anti-corruption policy has been implemented, voters vote for the incumbent if and only if $\mu > 1/2$. In addition, one can see that, after observing that the status quo has been kept, they vote for the incumbent if and only if $\tilde{\rho}_{SQ}^H > 1/2$. We must consider each case separately.

Suppose initially that $\mu > 1/2$ (more than half of the politicians are honest). By choosing to implement an anti-corruption policy, the honest incumbent obtains $U^H(1,1) = R(1+\beta) - \gamma$. If $\tilde{\rho}_{SQ}^H > 1/2$, then his payoff when $\mathbb{I}^H = 0$ is $U^H(0,1) = R(1+\beta) > U^H(1,1)$, such that he deviates to keeping the status quo. When $\tilde{\rho}_{SQ}^H < 1/2$, however, $U^H(1,1) > U^H(0,0)$ if and only if $F(1/2) < F_*^H$. The same analysis can be performed for the corrupt incumbent, which yields similar conclusions: when $\mu > 1/2$, if $\tilde{\rho}_{SQ}^H > 1/2$, there is incentives to deviate; instead, if $\tilde{\rho}_{SQ}^H < 1/2$, he does not deviate if and only if $F(1/2) < F_*^C$. Finally, when $\mu < 1/2$ both politicians receive $U^t(1,0)$ by maintaining $\mathbb{I}^t = 1$, which is lower than both $U^t(0,0)$ and $U^t(1,1)$ for $t = H, C$. This implies that both politicians deviate in this case.

**Proposition 2.** *Suppose that $\mu > 1/2$. If $\tilde{\rho}_{SQ}^H > 1/2$, then there does not exist a pooling equilibrium in which both honest and corrupt incumbents choose to implement an anti-corruption policy (signal honesty). If $\tilde{\rho}_{SQ}^H < 1/2$, then there exists such a equilibrium if and only if $F(1/2) < \min\left\{F_*^H, F_*^C\right\}$. Moreover, if $\mu < 1/2$, there does not exist a pooling equilibrium in which both politicians signal honesty.*

Now, when most of the politicians are corrupt, in equilibrium both types of incumbent never choose to implement anti-corruption policies jointly. In fact, by observing such policies, voters assign a high probability that the incumbent is corrupt, such that it is always optimal to deviate to keeping the status quo. By doing so, both politicians can increase their payoffs, given that the cost associated to $i = SQ$ is lower—it is zero, indeed. On the other hand, when $\mu > 1/2$, an equilibrium in which both the honest and the corrupt send signals of honesty is possible when voters believe, after observing a deviation ($i = SQ$), that type $t = C$ is the most likely ($\tilde{\rho}_{SQ}^H < 1/2$). In this case, they do not deviate if there is a high probability that more

than half of the voters care about corruption and honesty. Clearly, signaling honesty in this context is worthwhile. If $\tilde{\rho}_{SQ}^{H} > 1/2$ instead, the incumbent wins the election with either policy, such that it is not rational to incur the cost $\gamma$. This makes him deviate.

We must now analyze separating equilibria. Let us start by considering the one in which the honest type chooses to keep the status quo while the corrupt one adopts anti-corruption policies. The voters' beliefs must therefore satisfy $\tilde{\rho}_{SQ}^{H} = 1$ and $\tilde{\rho}_{A}^{C} = 1$. While by choosing $\mathbb{I}^{H} = 0$ the honest incumbent obtains $U^{H}(0,1) = R(1+\beta)$, his utility is $U^{H}(1,0) = R\big[1+\beta F(1/2)\big] - \gamma < U^{H}(0,1)$ when an anti-corruption policy is chosen. This implies that there is no incentives for him to deviate from keeping the status quo. The corrupt type, on the other hand, deviates from $\mathbb{I}^{C} = 1$ because $U^{C}(1,0) = (R+B)\big[1+\beta F(1/2)\big] - \gamma - \beta F(1/2)qC < U^{C}(0,1) = (R+B)\big[1+\beta F(1/2)\big]$. The conclusion is summarized in the next proposition.

**Proposition 3.** *There does not exist a separating equilibrium in which the honest incumbent keeps the status quo while the corrupt one implements anti-corruption policies.*

Given the voters' beliefs ($\tilde{\rho}_{SQ}^{H} = 1$ and $\tilde{\rho}_{A}^{C} = 1$), the incentives for the corrupt type to deviate from adopting anti-corruption policies are straightforward. He can improve his payoff in two ways: keeping the status quo is "cheaper" than signaling honesty and makes his reelection more likely. This is an important result because is independent of the parameters of the model. We conjecture that a society where such a pooling equilibrium is a possibility must be subject to serious institutional failures.

Perhaps the most interesting equilibrium to consider is a separating one with $\mathbb{I}^{H} = 1$ and $\mathbb{I}^{C} = 0$, which implies that $\tilde{\rho}_{A}^{H} = 1$ and $\tilde{\rho}_{SQ}^{C} = 1$. Observe that the honest incumbent's payoff in this case is $U^{H}(1,1)$. In addition, by deviating he obtains $U^{H}(0,0)$. It is straightforward to show that $U^{H}(1,1) > U^{H}(0,0)$ if and only if $F(1/2) < F_{*}^{H}$. In other words, the latter conditions guarantees that he does not deviate from the anti-corruption policy. Similarly, for the corrupt politician does not deviate from keeping the status quo it is necessary that $U^{C}(1,1) < U^{C}(0,0)$. This occurs if and only if $F(1/2) > F_{*}^{C}$.

**Proposition 4.** *There exists a separating equilibrium in which the honest incumbent implements anti-corruption policies while the corrupt one keeps the status quo if and only if* $F(1/2) < F_{*}^{H}$ *and* $F(1/2) > F_{*}^{C}$.

The condition that guarantees the existence of the equilibrium in which the honest politician signals that he is honest while the corrupt one does not is related to the public concern about corruption: the probability that more than half of the electorate cares about honesty must assume an intermediate value. This gives incentives only for the honest to adopt policies that fight corruption. One can notice

that the two necessary and sufficient conditions of Proposition 4 are jointly satisfied only when $F_*^H > F_*^C$. We analyze when such a condition holds and explore the intuitive implications of it in the next section.

## 2.5 Discussion

We must now discuss the role of the strength of institutions and voters' concern about corruption in the existence of the equilibria described in the previous section. For, let us first define what we mean by strong and weak institutions. Our paper highlight two main aspects of the institutional framework of a given society: the share of honest politicians in the total pool of potential candidates ($\mu$) and the expected punishment for those who engage in corruption ($qC$). Thus, a society with strong institutions is the one in which honest politicians are the majority and the expected penalty for corruption is sufficiently high. Societies with weak institutions, instead, are characterized by the high prevalence of corrupt politicians and these are hardly punished for their misconduct.

The "quality" of the pool of politicians, in terms of competence and honesty, has been considered in the literature as a signal or result of a poor institutional framework. The seminal paper by Caselli and Morelli (2004), for example, shows how politicians in power can modify incentives to attract only "bad" politicians to elections. This is possible only when political and economic institutions are fragile and easy to be changed or captured by those in office. Intuitively, strong institutions are supposed to provide incentives for those with a suitable profile (e.g. honest and competent) to enter into politics. Accordingly, we interpret the share of honest ("good") politicians in society as a measure of the institutional strength. Clearly, the higher $\mu$ the stronger the institutions.

Solid institutions are also supposed to punish criminals, in particular those in power who engage in dishonest or fraudulent conduct. This means that societies whose institutions are strong have effective police and justice systems. Moreover, the penalty for such crimes must be severe. In our model, the expected punishment for being caught practicing corruption is $qC$. The effectiveness of the police and justice system is measured by the probability of a corrupt incumbent being caught and punished $q$ while the severity of the penalty is represented by $C$. Thus, we can conclude that the higher $qC$ the stronger the institutions of a given society.

The importance of strong institutions for equilibria in which anti-corruption policies are implemented is highlighted in the next result.

**Corollary 1.** *In any equilibrium in which at least one type of incumbent signals honesty, more than half of the politicians are honest or the expected punishment for corruption is sufficiently large. Formally, in such equilibria we have* $\mu > 1/2$ *or* $qC > \frac{\gamma B}{\beta R}$.

The presence of weak institutions, namely a small share of honest candidates in the pool of politicians jointly with low expected punishment—e.g. due to ineffective

police and justice systems—, rules out the possibility of an equilibrium in which anti-corruption policies are adopted. In fact, societies where signaling honesty may be the incumbent's best strategy must present strong institutions in at least one of their dimensions. Proposition 2, for example, shows that $\mu > 1/2$ is a necessary condition for the existence of a pooling equilibrium in which both types of politician signal honesty. In addition, even when corrupts are the majority in society, a separating equilibrium in which both the honest and the corrupt ones reveal their types is possible as long as the punishment for corruption is sufficiently large. When $qC > (\gamma B)/(\beta R)$, we have $F_*^C < F_*^H$, which implies that the equilibrium described in Proposition 4 might be obtained.

We must now investigate how the strength of institutions and the share of voters who cares about honesty and corruption interact to allow the existence of equilibria in the signaling game. Recall that $F(1/2)$ measures the probability of the share of those voters being lower than half of the total electorate. We can, therefore, interpret it as a measure of the inverse of voters' concern about corruption in society, such that the higher $F(1/2)$ the less voters care about public misconduct. To see an example of that interaction, consider again Proposition 4. Besides strong institutions, for the existence of an equilibrium in which the honest incumbent signals honesty while the corrupt one does not it is necessary that the voters' concern about corruption be moderate: $F_*^C < F(1/2) < F_*^H$ provides incentives for the honest to adopt anti-corruption policies but not for the corrupt type. Observe that the cost of anti-corruption policies is sufficiently high for the corrupt politician when there is a combination of large punishment and high probability of being caught. Furthermore, he faces a moderate chance of being reelected without implementing them. An honest incumbent, on the other hand, has a lower cost to implement such policies and faces a low chance of being reelected without resorting to them.

As final examples of the interaction between the strength of institutions and the share of voters who cares about corruption, consider the two pooling equilibria. First, let us analyze the one in which both politicians keep the status quo. As Proposition 1 shows, when there is some weakness in the institutional framework due to the large share of corrupt politicians in society, for the existence of such equilibrium $F(1/2)$ must be sufficiently high. This means that the voters' concern about corruption must be low enough. The combination of weak institutions and low voters' concern about corruption might, therefore, drive the society to an equilibrium in which anti-corruption policies are never implemented. Finally, as we have seen, Proposition 2 shows that, besides strong institutions, it is also necessary that the share of voters who care about corruption in the total electorate must be high for the existence of an equilibrium in which both send signals of honesty.

Recall that $F(1/2)$ may be understood as the degree of incumbency advantage. Therefore, the above discussion can be adapted to conclude that there is an interaction between the strength of institutions and incumbency advantage. In fact, as we

have seen, the separating equilibrium in which only the honest politician sends signals of honesty requires a moderate degree of incumbency advantage, such that anti-corruption policies pay off only for the type with lower cost. Similarly, in an equilibrium in which both choose $\mathbb{I}^t = 0$ ($\mathbb{I}^t = 1$), the degree of incumbency advantage must be high (low, respectively). This shows that a high incumbency advantage may discourage anti-corruption policies.

## 3. An application to recent Brazilian political scenario

In this section, we apply our model to the Brazilian political scenario. We show that its main predictions are supported by data and anecdotal evidence. In particular, one can see that (i) as politicians started to perceive that voters had become more sensitive to the honesty of their representatives, and (ii) as the competition for presidential office became fiercer, the incumbent candidate started to adopt anti-corruption policies, and speeches and debate during campaign started to discuss issues related to public misconduct.

The first statement above is corroborated by data on corruption perception index, Google Trend's search (for words associated with corruption) volume and number of speeches regarding corruption and ethics in the Brazilian House of Representatives, among others. Given the short period analyzed and the availability of data, our sample is small and thus we cannot perform any econometric exercise. In fact, we only provide correlations and thus are not able to infer causality. However, we believe that it is reasonable to make the assumption that the manifestations were an exogenous phenomenon.[10] Moreover, the set of evidence we present is broad and from different sources, which strengthens our reasoning. The second statement, on the other hand, is corroborated mainly by the analysis of some implemented policies and and the speeches of the presidential candidates during campaign period.

### 3.1 Period pre-2013

For long the average Brazilian voter had been seen as someone who does not care about corruption in public administration (Winters & Weitz-Shapiro, 2013). In fact, there is plenty of anecdotal evidence suggesting that Brazilians had been tolerating high levels of corruption over time. One of the most noted examples is the following saying used originally to characterize Ademar de Barros, a former governor of the state of São Paulo (1948–1951 and 1963–1966), mayor of the state's capital (1957-1961), and serial runner-up to the presidency: "He steals but get things done".[11] More recently, the same saying was used to characterize Paulo Maluf,

[10] In this context, exogeneity means that manifestations were not caused or anticipated by politicians when they changed their behavior and speeches.

[11] In Portuguese, "Ele rouba mas faz!".

another former state governor of São Paulo (1979–1982), mayor of the city of São Paulo (1969–1971 and 1993–1997), congressman and presidential candidate. The successful political careers of Barros and Maluf are strong evidence that voters do think that politicians' achievements while in office may offset the acts of corruption committed. As discussed in the introduction, there is also empirical evidence (Pereira & Melo, 2015) showing that indeed Brazilians do not punish corrupt politicians in elections.

Based on the above discussion, the model we develop in section 2 suggests that Brazilian incumbent politicians had fewer incentives to adopt anti-corruption policies, that is, to send signals that they are committed to fighting dishonesty. In fact, the recent history of Brazilian politics shows that this was the case until the middle of 2013. The perception that Brazilian voters are indifferent to corruption had been so widespread among politicians that most of the political campaigns used not to bring the subject up. As examples, let us focus on the presidential campaigns of 1998, 2006 and 2014, the only elections in which there was an incumbent seeking reappointment.

Although both Fernando Henrique Cardoso (FHC) and Luis Inácio Lula da Silva, incumbent presidents in 1998 and 2006, respectively, had their governments associated with corruption scandals,[12] their campaigns and speeches virtually excluded references to words such as "honesty" and "corruption". Machado (2009) analyzes the candidates' speeches in details and shows that, even with the large media coverage about those scandals—which would make the public more aware about the illegal acts—, FHC and Lula's campaigns focused on economic issues and continuity of government. Moreover, the opposition candidates did not adopt strategies exploiting corruption either, which also suggests that voters were considered indifferent to issues related to honesty.

The conclusion we can draw from incumbents' speeches is strengthened by their actions and policies regarding corruption while in office. Despite the fact that both FHC and Lula have sent bills to create anti-corruption agencies and establish other measures with the same aim—only in their second term in office, therefore when they were not trying to be reelected—, some of them were never voted by the Congress and others would be part of the anti-corruption measures proposed and implemented by the president Dilma Rousseff only some years later. As one can see, both incumbents FHC and Lula opted by not implementing strong and effective

[12]FHC administration was suspected of having bought votes for the approval of the Reelection Bill in 1997. Opposition political parties accused the government of having bribed congressmen to vote for passing the bill, which would allow FHC to be the first democratically reelected president in Brazil. Lula administration, in turn, was involved in the corruption scandal known as "Mensalão", a neologism in Portuguese which means "monthly payment". Many leaders of Lula's political group, the Worker's Party (PT), were charged and later convicted of building a bribery scheme, in which many congressmen were paid—in general in monthly basis—to vote for bills which were of the interest of government.

measures against corruption while in office. Given the Brazilian voters had been seen as indifferent to public misconduct (see Figure 3 at page 298), our model predicts exactly this observed behavior. Because implementing anti-corruption policies is costly for both types of incumbents (honest and corrupt), there is no incentive to send signals of honesty when most voters do not care about it.

Another characteristic common to both politicians, namely the high degree of incumbency advantage, also made them less prone to implementing anti-corruption policies. As a proxy of their advantage, let us consider their performance in the first round of the presidential elections. While FHC won in the first round in 1998, with 53.06% of the valid votes (the second candidate obtained 31.71%), Lula won only in the second round in 2006, but he had already been voted by 48.61% of the voters in the first round. Once again, as our model predicts, a high incumbency advantage gives the incumbent the power of spending his resources in policies other than anti-corruption ones and still win the election.

## 3.2 The inflection point

Between June and July 2013, Brazil witnessed a series of manifestations triggered by protests against the increase in the bus and metro fares in the city of São Paulo. Those manifestations, mobilized mostly through social media, soon proliferated throughout the country, and a series of other demands was added to the problem of urban public transportation. According to surveys conducted by the National Confederation of Transport and MDA (CNT/MDA) in July 2013, the main reasons for the nationwide protests were dissatisfaction with corruption (reported by 55% of the surveys participants), quality of health services (47.2%), World Cup spending (43.7%), price and quality of the urban public transportation (30.8%), public education (30.5%) and public security (20.5%) (Pujol, Rocha, & Sampaio, 2014; Singer, 2013).

The range of protesters' requirements was wide indeed, including some that had a direct impact on the politicians' lives and activities, such as improvement in the functioning of the state apparatus. Those specific demands also included: better harmony between legislative proposals and collective interests; greater efficiency of the judiciary in punishing cases of corruption and misconduct of politicians and public agents; greater transparency in public spending; public investments in some key sectors—education, health, security—should take priority over the constructions works for the 2014 Football World Cup and the Olympic Games of 2016 and; trials of politicians and former ministers of state for corruption.

One way to see that the manifestations of June 2013 caused a huge change in the average Brazilian voter's behavior towards corruption is through the Google Trend's search volume index. Figure 2 presents the index for three words associated with public misconduct, namely corruption, anti-corruption, and *roubalheira*[13], a

[13] All three words were searched in Portuguese, *corrupção* (corruption), *anticorrupção* (anti-corruption) and *roubalheira*. While there are straightforward translations for the two first, there is no good

Portuguese word that means huge theft, often associated with corruption. One can easily notice that there is a break in the three series in June 2013, the month in which the manifestations achieved the highest number of participants and the broadest press coverage. Table A-1 in Appendix reinforces the intuition from Figure 2 by presenting a t-test for the average index, comparing the search volume before and after June 2013. As we can see, the average of each one of the three words is very higher after the manifestations, which is proven by the p-value of the t-test.

Another possibility to observe the change in voters' behavior is to analyze the Corruption Perception Index (CPI), from Transparency International. As shown in Figure 3, the public perception of corruption in Brazil, measured by CPI started a solid increase in 2006 and reached its peak between 2012 and 2014, during the period of protests. In fact, the large scale of the manifestations made the popular demands reach Brazilian politicians. As a response, in June 21st, 2013, president Dilma Rousseff made a famous speech broadcast on radio, TV and other media, in which she promised an improvement in the provision of public goods as well as fighting corruption in public administration. This would be the first of a series of actions the president would take with the objective of sending signals that the government was intolerant to corruption.

Unlike her predecessor, some of the promises of president Rousseff were promptly implemented, especially those related to fighting corruption. In this context, the most significant measure adopted by the government was the approval of a bill that changed the classification of the crime of corruption in public administration (PLS 204/2011[14]). Such felony started to be considered heinous and therefore be subject to more severe punishment. The national congress also tried to meet popular demands by bringing back to voting a group of measures known as "Positive Agenda", which included proposals about public health, transportation, security, and education. Many of the measures voted on and implemented in this period had already existed and had been proposed by former presidents FHC and Lula. However, because of the reasons discussed in the previous section, only in the Dilma's administration they were implemented.

The contrast of her actions with her predecessors' is even more apparent when one compares Dilma's campaign for reelection in 2014 to the previous ones, namely 1998 and 2006. Both her speeches and the campaign advertising started to mention words such as "corruption", "honesty", among others related to public misconduct. In addition, her campaign jingle, whose slogan was "Dilma, brave heart", was intended to position Dilma as a candidate, but also as equal to other Brazilians that had been protesting on the streets. This political image was created to distance the president

translation for *roubalheira* in our opinion. The period analyzed is January 2009 to December 2017, and the region is only Brazil.

[14] As the number of this bill (204/2011) suggests, its first version dates from the second Lula's administration, as we mentioned before.

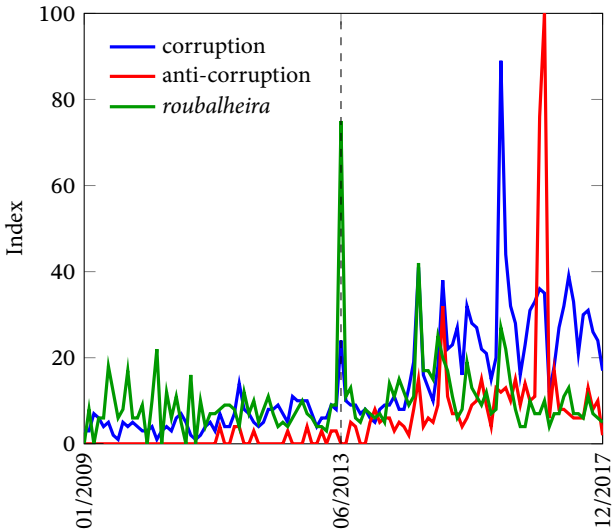



**Figure 2.** Google Trends's search volume index.

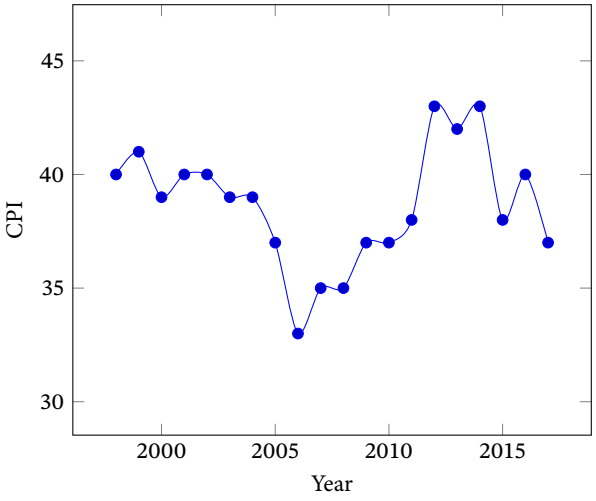



**Figure 3.** Corruption Perception Index (CPI).

from the corruption scandals that were affecting her party's reputation. In fact, the underlying idea of her campaign was that "there may be corruption in the political system, but the president is not aware of and does not agree with it."

Similar to her predecessors, president Rousseff faced corruption scandals during her first term in office. In particular, the so-called Petrolão was a corruption scheme in which funds of Petrobras, the state-owned Brazilian oil company, were used to bribe politicians of different parties, such as Progressist Party (PP), Brazilian Democratic Movement Party (PMDB) and mostly PT, the president's party. However, unlike FHC and Lula, Rousseff could not avoid topics related to public misconduct in her speeches and in presidential debates (Parzianello, 2016). The following statement, made on October 9th, 2014 in candidate's free campaign time, is an example of her concern about corruption:

> We must create more efficient mechanisms to curb corruption and impunity. I am the first to advocate a restless fighting against corruption. Today we have a government committed to solving all kinds of problems. Exactly because of that, my deepest commitment in the second term in office is expressed by the phrase: "new government, new ideas".[15]

One can observe that once again Rousseff tries to distance herself from the "old PT's government", the one involved in corruption. The challenger candidate, Aécio Neves, also brought up the topic during the presidential debates, which made the incumbent reply to one of his questions by stating the following:

> Candidate, my indignation at everything that has been happening, including the Petrobras case, is the same as the one of all Brazilians, my determination to punish all those investigated, who are guilty, both corruptors and corruptees, is total. I want to remind you that two laws approved in my government last year have been serving as the basis for this process of Petrobras investigation. The first is the law 12,830, which gives police chiefs the autonomy to investigate. (...) The other, which regulated plea bargaining, was law 12,850.[16]

---

[15] The original in Portuguese is:

> Temos que criar mecanismos mais eficientes para frear a corrupção e a impunidade. Sou a primeira a defender o combate sem tréguas a corrupção. Hoje temos um governo empenhado a resolver todo o tipo de problema. Exatamente por isso, meu compromisso mais profundo para o segundo mandato, se expressa na frase: "governo novo, ideias novas".

[16] The original in Portuguese is:

> Candidato, a minha indignação em relação a tudo o que acontece, inclusive no caso da Petrobras, é a mesma de todos os brasileiros, a minha determinação candidato, de punir todos os investigados que sejam culpados, os corruptos e os corruptores, é total. Quero

The approval of the bill that changed the classification of the crime of corruption in public administration (PLS 204/2011) as well as the recurring appearance of terms associated with honesty in the presidential campaign shows that the behavior—in terms of anti-corruption policies—of the incumbent Rousseff was very different from her predecessors'. The government's huge concern about corruption is explained, according to our model, by the widespread perception that Brazilian voters had become more concerned about public misconduct. As we have seen, this perception is particularly strong among politicians (see also Figure 4). Moreover, our model provides another potential explanation for Rousseff's behavior, namely her low degree of incumbency advantage. In fact, by using the candidate's performance in the first round as a proxy, her share of votes in the 2014 election was 41.59%, while her main opponent, Aécio Neves, obtained 33.55%. When one compares this dispute with those of FHC and Lula, one concludes that competition in 2014 was much fiercer than in 1998 and 2006 and that the incumbent's power was lower as well. Once again, our model predicts that, under those circumstances, there is more incentive for Rousseff to implement anti-corruption policies than her predecessors.

The assumption that politicians were aware of the change in Brazilian voters' behavior—and therefore that they faced incentives to adapt their actions—is reinforced by data on the congressmen' speeches in the Brazilian House of Representatives. Although our model is more suitable for studying the behavior of a politician holding an executive office, it can also be applied to legislators. By using data from the

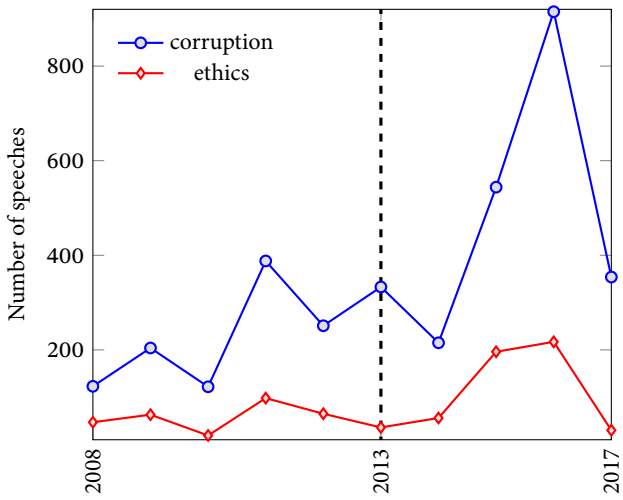



**Figure 4.** Number of speeches in the Brazilian House of Representatives.

lembrar que duas leis aprovadas no meu governo, ano passado, dão base para esse processo de investigação da Petrobras. A primeira a Lei 12.830 que garante a independência do delegado (...). A outra, que regulamentou justamente a delação premiada, a 12.850.

Brazilian House of Representatives,[17] we can observe that there was an increase in the number speeches whose main theme was corruption over time. Figure 4 shows how the number of speeches regarding corruption and ethics evolved from 2008 to 2018. Notice that the number of speeches whose main theme was ethics does seem to present an increase. Table A-1 in Appendix corroborates the visual analysis[18] by showing that the average number of speeches before and after the manifestations is statistically different at the 0.12 confidence level when the theme is corruption and only at the 0.32 when the theme is ethics. We attribute this result to the different appeal that the words "corruption" and "ethics" have in people's view: while "corruption" is often associated with public misconduct and it is easy to be criticize in a speech, "ethics" is applied to a broader set of enviroments and its meaning is not always understood by the general public.

## 4. Concluding remarks

When voters do care about the honesty of their political leaders, office-seeker politicians—whether corrupt or not—have strong incentives o behave as if they were actually honest. The recent empirical literature on Political Economy has shown that incumbent candidates have implemented the strategy of signaling honesty mainly through anti-corruption policies adopted during campaign (the last year of their terms). In this paper, we provide a theoretical base for those recent findings. Through a simple signaling game, we find conditions under which an incumbent chooses to adopt policies that signal honesty. In particular, we find out that politicians' perception of how much voters care about corruption as well as the degree of incumbency advantage is critical for their choices. Perhaps the most novel feature of our model, the interaction between institutions, which can vary according to its strength (the share of honest politicians in society and the power to arrest, prosecute and punish corrupts), and the voters' concern about corruption, explains the existence of different equilibria. Our model's main predictions are supported by data and anecdotal evidence from the Brazilian political scenario.

There are several promising extensions for the model developed here. One we find particularly interesting is to assume that the challenger is a strategic player. Before the incumbent chooses whether to implement anti-corruption policies, the challenger would choose between bringing up and discuss subjects such as corruption and honesty during the campaign, or doing nothing. Therefore, we would have a dynamic game, with the challenger being the first to play. Observe that, if it is

[17] Data available at https://www2.camara.leg.br/atividade-legislativa/discursos-e-notas-taquigraficas

[18] Once again, the small number of observations (in this case, 10) decreases the power of our analysis. Given this constraint, a p-value equal to 0.11 seems to be high enough to suggest that there is a difference between the averages.

common knowledge that voters do not care about those issues, there may not be incentives for the challenger to talk about honesty. In fact, in this case, he would not be able to instigate the incumbent to implement anti-corruption policies, especially if the latter has large incumbency advantage. One can notice that both voters' concern about corruption and incumbency advantage would continue to play an important role in the model. Such an extension might explain the behavior of incumbent's opponents during political debates, for example.

## References

Acemoglu, D., Egorov, G., & Sonin, K. (2013). A political theory of populism. *The Quarterly Journal of Economics*, *128*(2), 771–805. http://dx.doi.org/10.1093/qje/qjs077

Bernheim, B. D., & Kartik, N. (2014). Candidates, character, and corruption. *American Economic Journal: Microeconomics*, *6*(2), 205–46. http://dx.doi.org/10.1257/mic.6.2.205

Boas, T. C., Hidalgo, F. D., & Melo, M. A. (2019). Norms versus action: Why voters fail to sanction malfeasance in Brazil. *American Journal of Political Science*, *63*(2), 385–400. http://dx.doi.org/10.1111/ajps.12413

Caselli, F., & Morelli, M. (2004). Bad politicians. *Journal of Public Economics*, *88*(3-4), 759–782. http://dx.doi.org/10.1016/S0047-2727(03)00023-9

Chen, J., & Xu, Y. (2017). Why do authoritarian regimes allow citizens to voice opinions publicly? *The Journal of Politics*, *79*(3), 792–803. http://dx.doi.org/10.1086/690303

Egorov, G., Guriev, S., & Sonin, K. (2009). Why resource-poor dictators allow freer media: A theory and evidence from panel data. *American Political Science Review*, *103*(4), 645–668. http://dx.doi.org/10.1017/S0003055409990219

Ferraz, C., & Finan, F. (2008). Exposing corrupt politicians: The effects of Brazil's publicly released audits on electoral outcomes. *The Quarterly Journal of Economics*, *123*(2), 703–745. http://dx.doi.org/10.1162/qjec.2008.123.2.703

Ferraz, C., & Finan, F. (2011). Electoral accountability and corruption: Evidence from the audits of local governments. *American Economic Review*, *101*(4), 1274–1311. http://dx.doi.org/10.1257/aer.101.4.1274

Hanssen, F. A. (2004). Is there a politically optimal level of judicial independence? *American Economic Review*, *94*(3), 712–729. http://dx.doi.org/10.1257/0002828041464470

Kartik, N., & McAfee, R. P. (2007). Signaling character in electoral competition. *American Economic Review*, *97*(3), 852–870. http://dx.doi.org/10.1257/aer.97.3.852

Machado, M. (2009). A retórica da reeleição: Mapeando os discursos dos Programas Eleitorais (HGPE) em 1998 e 2006. *Opinião Pública*, *15*(1), 159–189. http://dx.doi.org/10.1590/S0104-62762009000100007

Matsen, E., Natvik, G. J., & Torvik, R. (2016). Petro populism. *Journal of Development Economics*, *118*, 1–12. http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2015.08.010

Melo, C. R. (2015). The 2014 elections and the Brazilian party system. *Brazilian Political Science Review*, *9*(1), 93–114. http://dx.doi.org/10.1590/1981-38212014000200004

Mota Prado, M., & Carson, L. (2016). Brazilian anti-corruption legislation and its enforcement: Potential lessons for institutional design. *Journal of Self-Governance & Management Economics*, *4*(1), 34–71. http://dx.doi.org/10.22381/JSME4120162

Myerson, R. B. (1993). Effectiveness of electoral systems for reducing government corruption: A game-theoretic analysis. *Games and Economic Behavior*, *5*(1), 118–132. http://dx.doi.org/10.1006/game.1993.1006

Parzianello, S. R. B. (2016). O discurso da mudança de Aécio Neves e Dilma Rousseff: Uma análise da prática retórica entre diferentes, no retorno para o segundo turno às eleições de 2014. *Em Tese*, *13*(1), 6–18. http://dx.doi.org/10.5007/1806-5023.2016v13n1p6

Pereira, C., & Melo, M. A. (2015). Reelecting corrupt incumbents in exchange for public goods: *Rouba mas faz* in Brazil. *Latin American Research Review*, *50*(4), 88–115. https://www.jstor.org/stable/44000321

Persson, T., Roland, G., & Tabellini, G. (1997). Separation of powers and political accountability. *The Quarterly Journal of Economics*, *112*(4), 1163–1202. http://dx.doi.org/0.1162/003355300555457

Persson, T., Tabellini, G., & Trebbi, F. (2003). Electoral rules and corruption. *Journal of the European Economic Association*, *1*(4), 958–989. http://dx.doi.org/10.1162/154247603322493203

Pujol, A. F. T., Rocha, F. G., & Sampaio, F. S. (2014, May). Manifestações populares no Brasil atual: Sociedade civil em rede e reivindicações sobre o poder político. In *XIII Coloquio Internacional de Geocrítica: El control del espacio y los espacios de control*, Barcelona. http://www.ub.edu/geocrit/coloquio2014/Antoni%20Francesc%20Tulla%20i%20Pujol.pdf

Shadmehr, M., & Bernhardt, D. (2017). When can citizen communication hinder successful revolution? *Quarterly Journal of Political Science*, *12*(3), 301–323. http://dx.doi.org/10.1561/100.00017008

Sidorkin, O., & Vorobyev, D. (2018). Political cycles and corruption in Russian regions. *European Journal of Political Economy*, *52*, 55–74. http://dx.doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2017.05.001

Singer, A. (2013). Brasil, junho de 2013, classes e ideologias cruzadas. *Novos Estudos*(97), 23–40. http://dx.doi.org/10.1590/S0101-33002013000300003

Stephenson, M. C. (2004). Court of public opinion: Government accountability and judicial independence. *Journal of Law, Economics, and Organization*, *20*(2), 379–399. http://dx.doi.org/10.1093/jleo/ewh038

Stokes, D. E. (1963). Spatial models of party competition. *American Political Science Review*, *57*(2), 368–377. http://dx.doi.org/10.2307/1952828

Vadlamannati, K. C. (2015). Fighting corruption or elections? The politics of anti-corruption policies in India: A subnational study. *Journal of Comparative Economics*, *43*(4), 1035–1052. http://dx.doi.org/10.1016/j.jce.2015.01.002

Winters, M. S., & Weitz-Shapiro, R. (2013). Lacking information or condoning corruption: When do voters support corrupt politicians? *Comparative Politics*, *45*(4), 418–436. https://www.jstor.org/stable/43664074

## Appendix. Tables

In this section, we present two tables that help to understand the change in the behavior of both voters and politicians after the public revolts of June 2013.

**Table A-1.** Average of Google Trends's search volume index by word.

| | corruption | anti-corruption | *roubalheira* |
|---|---|---|---|
| average 01/2009–12/2017 | 14.05 | 5.79 | 9.86 |
| average 01/2009–05/2013 ($\mu_1$) | 5.43 | 0.58 | 7.34 |
| average 06/2013–12/2017 ($\mu_2$) | 22.35 | 10.80 | 12.30 |
| p-value of t-test $\mu_1 = \mu_2$ | 3.73855E−14 | 1.27066E−05 | 0.002847297 |

**Table A-2.** Average number of speeches in the Brazilian House of Representatives by theme.

| | corruption | ethics |
|---|---|---|
| average 2008–2018 | 344.9 | 82.7 |
| average 2008–2012 ($\mu_1$) | 217.6 | 58.4 |
| average 2013–2018 ($\mu_2$) | 472.2 | 107 |
| p-value of t-test $\mu_1 = \mu_2$ | 0.11 | 0.31 |

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200016
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

# Índice de Motivação Multidimensional e Desempenho Escolar no Brasil

Francisca Naiara Ires[*]
Francisca Zilania Mariano[†]
Alesandra de Araújo Benevides[‡]

**Sumário**

1. Introdução.....305
2. Metodologia.....307
3. Resultados.....312
4. Conclusões.....321

**Palavras-chave**
Índice de motivação multidimensional, desempenho escolar, PISA

**JEL Codes**
A21, C21, I21

**Resumo · Abstract**

This work aims to create a Multidimensional Motivation Index (IMM) based on the PISA 2015 data, verify the effect of this on school performance and to identify which of these dimensions has the greatest impact in reducing the grade differential among students with better and worse socioeconomic conditions. From the methodologies of Fuzzy Sets, Entropy Balancing and the Oaxaca–Blinder decomposition, it was observed that both the IMM and the motivational indexes of students and teachers were positive and significant in relation to proficiency. In addition, the difference in the grades between the groups reduced, when weighted by the IMM or the dimensions.

## 1. Introdução

O sucesso de um indivíduo na universidade e, consequentemente, no mercado de trabalho, é determinado em grande parte pelo desempenho obtido por este ao longo de sua trajetória escolar obrigatória e, dessa forma, faz-se necessário compreender quais fatores influenciariam no rendimento do aluno durante esse período (Mcintosh, 2008). Na literatura, diversos trabalhos procuraram investigar os fatores que afetariam o desempenho escolar (Guimarães & Boruchovitch, 2004; Genari, 2006; Boruchovitch, 2009; Cerezo, Casanova, de la Torre, & de la Villa Carpio, 2011; Martinelli, 2014; Fryer, Levitt, & List, 2015; Alves & Candido, 2017; Dorn et

[*]Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós-Graduação em Economia (UFC/CAEN). Av. da Universidade, 2.762, Benfica, Fortaleza, CE, CEP 60020-181, Brasil. 0000-0002-8741-0699

[†]Universidade Federal do Ceará (UFC/Sobral). Rua Coronel Estanislau Frota, s/n, Bloco I, Campus Sobral – Mucambinho, Centro, Sobral, CE, CEP 62010-560, Brasil. 0000-0002-1282-8812

[‡]Universidade Federal do Ceará (UFC/Sobral). Rua Coronel Estanislau Frota, s/n, Bloco I, Campus Sobral – Mucambinho, Centro, Sobral, CE, CEP 62010-560, Brasil.
0000-0001-7354-5632

nayara.ires011@gmail.com zilania@ufc.br alesandra@ufc.br



This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Recebido em 13 de abril de 2019
Aceitação final em 13 de fevereiro de 2020

al., 2017), identificando que as orientações motivacionais do aluno, o envolvimento dos pais no processo de aprendizagem dos filhos e as atitudes dos professores em sala de aula são variáveis capazes de determinar o sucesso ou insucesso acadêmico.

De acordo com os resultados divulgados no relatório da consultoria Mckinsey, que trata sobre os fatores que influenciam o sucesso escolar na América Latina, com base nos dados do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) para o ano de 2015, verificou-se que a pontuação dos estudantes da América Latina no exame era mais influenciada por fatores ligados à atitude (30%) do que por variáveis relacionadas ao contexto familiar e demográfico (16%).

Ademais, o estudo constatou que os alunos latino-americanos considerados bem motivados obtiveram notas 14% (ou 55 pontos) mais altas no exame de ciências do que aqueles cuja motivação estava baixa, e essa relação se manteve mesmo após controlar a condição socioeconômica, a localização e o tipo de escola.

Diante disso, mostra-se relevante analisar quais variáveis exercem influência na determinação do rendimento do aluno, posto que uma educação de qualidade também se associa com a capacidade do estudante de dominar conteúdos específicos. Soares (2004) atesta que os fatores que determinam o desempenho cognitivo do aluno podem ser de três tipos: aqueles relacionados à família, os associados à estrutura escolar e àqueles referentes ao próprio aluno.

Na literatura brasileira, alguns autores tratam da relação existente entre o desempenho dos alunos e suas orientações motivacionais (Tapia, 1999; Neves & Boruchovitch, 2004; Genari, 2006; Jesus, 2011; Martinelli, 2014; Requia, 2015), evidenciando na maioria dos casos, que o rendimento escolar apresenta uma correlação positiva com a motivação intrínseca e negativa com a motivação extrínseca.

No que se refere ao contexto familiar, aspectos como a renda, o grau de envolvimento parental na educação dos filhos ou mesmo a forma como é composta a família (por uma única mãe, único pai ou por ambos), são capazes de afetar competências cognitivas e não-cognitivas. Mcintosh (2008) demonstra que o envolvimento parental exerce maior influência sobre os resultados acadêmicos do que fatores relacionados aos critérios socioeconômicos e ao nível de escolaridade dos pais.

Diversos autores demonstraram em seus estudos que o envolvimento parental contribui consideravelmente, e de vários modos, para melhorar os resultados referentes ao sucesso escolar e à aprendizagem dos estudantes (Mcintosh, 2008; Cerezo et al., 2011; Fryer et al., 2015), e estes achados permaneceram razoavelmente consistentes ao longo dos anos, ainda que mudanças significativas tenham sido observadas no âmbito familiar.

Ademais, as orientações motivacionais dos estudantes também são influenciadas pelas ações dos professores, pois, de acordo com Guimarães e Boruchovitch (2004), o estilo motivacional do professor apresenta-se como um importante constructo educacional pelo impacto que exerce sobre o desenvolvimento motivacional dos alunos. Estudos tratam da relação professor-aluno como elemento capaz de

criar condições motivadoras na sala de aula (Griffing, 2006; Cavalcante & Santos, 2013; Jasmi & Hin, 2014), evidenciando que a natureza e a qualidade das relações desenvolvidas entre os professores e seus alunos desempenham um papel crucial no envolvimento e na motivação para aprender.

Diante disso, este trabalho busca contribuir com a literatura ao criar um Índice de Motivação Multidimensional (IMM), considerando três dimensões: a motivação dos alunos, dos pais e dos professores. Assim, este trabalho tem por objetivo verificar o efeito deste sobre o desempenho escolar. Além disso, pretende-se identificar qual destas dimensões possui maior impacto sobre a redução do diferencial de notas entre os alunos pertencentes aos quantis mais e menos elevados de renda. Para tanto, serão utilizados os dados do PISA 2015 e aplicados os métodos dos conjuntos difusos (*Fuzzy Sets*), Decomposição de Oaxaca–Blinder (OB) e Balanceamento por Entropia.

Em sequência, este trabalho está organizado da seguinte forma: abordagem metodológica e as informações sobre a base de dados; resultados e conclusões.

## 2. Metodologia

### 2.1 Índice de Motivação Multidimensional (IMM)

Tendo como base a abordagem descrita por Gómez, Galvis-Aponte, e Royuela (2015), para construção do IMM foi aplicado o método de conjuntos difusos (*Fuzzy Sets*), considerando três dimensões motivacionais: dos alunos, dos pais e dos professores. Esse método permite avaliar o grau de associação dos indivíduos a um conjunto através de funções de associação, e tem como vantagem a fácil interpretação dos pesos finais.

Para a abordagem matemática, seguiu-se a definição descrita por Lelli (2001) *apud* Gómez et al. (2015). Seja $X$ o universo composto por indivíduos designados como $x_i$, com $i = 1, \dots, n$, e que possuem um vetor de $j$ características de tal modo que $j = 1, \dots, T$. Ademais, seja $A$ um subconjunto difuso de $X$, de tal forma que se $x_i \in A$ o indivíduo $i$ não sofre privação de qualquer atributo, caso contrário, ele sofrerá. Caso o grau de pertencimento de $x_i$ a $A$ seja expresso por uma função $\mu_A \in [0, 1]$, então pode-se dizer que $A$ será um subconjunto difuso. A função $\mu_A$ que define o grau de pertinênciapode ser assim descrita:

$\mu_A(x_{ij}) = 0$, caso o indivíduo não pertença ao subconjunto $A$;

$\mu_A(x_{ij}) \in (0; 1)$, caso o indivíduo pertença parcialmente ao subconjunto $A$;

$\mu_A(x_{ij}) = 1$, caso o indivíduo pertença totalmente ao subconjunto $A$;

onde $\mu_A(x_{ij})$ é uma medida individual específica para o vetor $j$. Lelli (2001) recomenda o uso da função de distribuição acumulada, visto que ela evitaria

definições arbitrárias de limiares na determinação da filiação. De acordo com a proposta de Cheli e Lemmi (1995) *apud* Gómez et al. (2015), a função $\mu_A$ seria dada por

$$\mu_A\left(x_{ij}\right) = \mu_A\left(x_j^{(k)}\right) = \begin{cases} 0, & \text{se } x_{ij} = x_j^k;\ k = 1 \\ \mu_A\left(x_j^{k-1}\right) + \frac{F\left(x_j^k\right) - F\left(x_j^{k-1}\right)}{1 - F\left(x_j^1\right)}, & \text{se } x_{ij} = x_j^k;\ k > 1 \\ 1, & \text{se } x_{ij} = x_j^k;\ k = K \end{cases} \quad (1)$$

onde $k = 1, \ldots, K$ representa cada uma das categorias da variável $j$ que descreve o risco de privação, sendo $K$ o menor risco (ou seja, a melhor situação em relação à variável $j$). A distribuição cumulativa da variável $j$ é dada por $F(x_j)$, classificada de acordo com $k$. Uma vez que se obtém as funções que medem o grau de pertinência, é possível calcular o IMM como a média ponderada destas, a partir da seguinte equação:

$$IMM_i = 100 \times \frac{\sum_{j=1}^{T} \mu_A\left(x_{ij}\right) W_j}{\sum_{j=1}^{T} W_j}, \quad (2)$$

sendo $T$ as dimensões totais e $W_j$ sua respectiva ponderação, que pode ser calculada da seguinte forma:

$$W_j = \ln\left[\frac{1}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \mu_A\left(x_{ij}\right)}\right]. \quad (3)$$

Por fim, $\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \mu_A\left(x_{ij}\right)$ descreve a proporção de indivíduos $i$ com certo grau de motivação em relação à variável $j$. A vantagem de se empregar o método de conjuntos difusos consiste na possibilidade de se levar em consideração as características do ambiente no qual os alunos, pais e professores estão inseridos, visto que o grau de pertinência leva em conta a distribuição cumulativa de todas as dimensões e as pondera de acordo com a frequência do mais alto nível de privação: $1 - F(x_j^1)$. Ademais, esta metodologia permite a decomposição do índice em diferentes dimensões de acordo com o interesse do pesquisador, além de que, segundo Gómez et al. (2015), não requer o uso de pesos subjetivos, uma vez que estes dependem da distribuição de frequência de cada atributo.

Para a criação do Índice de Motivação Multidimensional, assim como para a análise do diferencial de notas entre os alunos pertencentes aos quantis mais e menos elevados de renda, utilizou-se as bases de dados do Estudante e da Escola, disponíveis nos microdados do PISA 2015. As variáveis utilizadas na construção do IMM estão descritas no Quadro 1.

## 2.2 Decomposição de Oaxaca–Blinder (OB) e Balanceamento por Entropia

Visando verificar o efeito do IMM e de suas dimensões sobre o diferencial de rendimento escolar entre alunos com condições socioeconômicas distintas, optou-se

**Quadro 1.** Variáveis utilizadas na construção do Índice de Motivação Multidimensional.

| Variáveis | Descrição | Dimensão |
|---|---|---|
| *"Até que ponto você discorda ou concorda com as seguintes afirmações sobre você mesmo?"* (Discordo plenamente; Discordo; Concordo; Concordo plenamente) | | |
| ST118Q02 | — Eu me preocupo se tirarei notas baixas na escola. | Aluno |
| ST119Q01 | — Eu quero notas altas na maioria ou em todas as minhas matérias. | |
| ST119Q02 | — Eu quero poder escolher entre as melhores oportunidades disponíveis quando eu me formar. | |
| ST119Q04 | — Eu me vejo como uma pessoa ambiciosa. | |
| *"Pensando neste ano letivo: até que ponto você discorda ou concorda com as seguintes afirmações?"* (Discordo plenamente; Discordo; Concordo; Concordo plenamente) | | |
| ST123Q01 | — Meus pais estão interessados nas minhas atividades escolares. | Pais |
| ST123Q02 | — Meus pais apoiam meus esforços e realizações educacionais. | |
| *"Com que frequência essas coisas acontecem em suas aulas da matéria de Ciências?"* (Nunca ou quase nunca; Em algumas aulas; Na maioria das aulas; Em todas as aulas) | | |
| ST103Q01 | — O professor explica ideias científicas | Professor |
| ST104Q02 | — O professor me dá um feedback do meu desempenho nessa matéria de Ciências. | |
| ST107Q01 | — O professor adapta a aula de acordo com a necessidade e o conhecimento da turma. | |
| ST107Q02 | — O professor dá ajuda individual quando um aluno tem dificuldades para entender um tópico ou tarefa. | |
| ST107Q03 | — O professor muda a estrutura da aula em um tópico em que a maioria dos alunos encontram dificuldade de entender. | |

por dividir a amostra em dois grupos, a partir da variável *D_CSE*, em que, o primeiro refere-se aos 25% mais pobres e o segundo é composto pelos alunos pertencentes aos 25% mais ricos. Para tanto, será aplicado o método de decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), o qual calcula o diferencial entre os dois grupos e os decompõe em características observáveis e não observáveis. A decomposição de OB[1] para os dois grupos de estudantes pode ser assim descrita:

$$D_u - D_r = \left[\hat{\beta}_u\left(X_u - X_r\right)\right] - \left[X_r\left(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_r\right)\right]. \quad (4)$$

A equação (4) pode ser decomposta em dois termos: o primeiro, $\left[\hat{\beta}_u\left(X_u - X_r\right)\right]$, representa o componente "explicado" da equação, e recebe o nome de **efeito característica**. O segundo componente, $\left[X_r\left(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_r\right)\right]$, diz respeito à parte "não-explicada" da equação e é denominado **efeito estrutural**.

Após a estimação do efeito do IMM e de suas dimensões sobre o diferencial de notas entre os alunos de condições socioeconômicas distintas, optou-se por verificar como as diferenças no rendimento escolar seria alterada caso os dois grupos possuíssem a mesma distribuição do Índice de Motivação Multidimensional e das dimensões. Para tanto, utilizou-se o método de Balanceamento por Entropia desenvolvido por Hainmueller (2012), o qual permite a ponderação de um conjunto de dados, tais que, as distribuições das variáveis observadas são reponderadas de modo a satisfazer um conjunto de circunstâncias especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio exato sobre o primeiro, segundo, e possivelmente maiores momentos das distribuições de covariáveis. Dessa forma, o método garante que o equilíbrio covariável melhora em todos os momentos incluídos na reponderação.

Conforme relata Hainmueller (2012), os pesos obtidos por entropia podem ser combinados facilmente com qualquer outro método padrão que o pesquisador tenha interesse em utilizar para modelar os resultados nos dados pré-processados. Ademais, ele pode ser combinado com qualquer outra técnica de pareamento, desde que esta permita que pesos sejam utilizados. Dessa forma, como a metodologia de decomposição Oaxaca (1973) e Blinder (1973) — OB permite o uso de pesos, tem-se que os dois métodos podem ser combinados.

## 2.3 Descrição das variáveis do modelo

Para compor a avaliação do efeito do IMM e das dimensões sobre a proficiência dos alunos no PISA 2015 serão considerados os indicadores relacionados aos insumos escolares e às características socioeconômicas dos alunos, além de informações sobre aspectos geográficos, pessoais e educacionais dos estudantes, presentes no Quadro 2.

A variável dependente considerada neste estudo foi a proficiência dos estudantes em ciências, visto que esta foi a área enfatizada pelo PISA 2015. A escala de desempenho do exame em ciências se divide em sete níveis de proficiência, sendo o

[1] Seguindo os procedimentos de Jann (2008).

**Quadro 2.** Descrição das variáveis do modelo.

| Variáveis | Descrição |
|---|---|
| **Dependente** | |
| *PROF_CIÊNC* | Proficiência em Ciências. |
| **Família** | |
| *ESCS* | Índice de status econômico, social e cultural. |
| **Características do aluno** | |
| *REPEAT* | Dummy que indica: (1) se o aluno repetiu; (0) caso contrário. |
| *D_EXPEC* | (1) se o aluno tem expectativa de formação em níveis superiores ao Ensino Médio; (0) caso contrário. |
| *D_SEXO* | (1) se o aluno é do sexo masculino; (0) caso contrário. |
| **Características geográficas** | |
| *D_NORDEST* | (1) se o aluno é do Nordeste; (0) caso contrário. |
| *D_CEN_OEST* | (1) se o aluno é do Centro-Oeste; (0) caso contrário. |
| *D_SUDEST* | (1) se o aluno é do Sudeste; (0) caso contrário. |
| *D_SUL* | (1) se o aluno é do Sul; (0) caso contrário. |
| *URB_RURAL* | Dummy que indica (1) se a escola pertence à zona urbana; (0) se pertence à zona rural. |
| **Escola** | |
| *PUB_PRIV* | Dummy que indica (1) se a escola é pública; (0) se é privada. |
| *SCIERES* | Índice de disponibilidade de recurso de ciências. |
| *SCHAUT* | Índice de autonomia da escola. |
| *PROAT5AM* | Percentual de professores que possuem Mestrado. |
| *DISCLISCI* | Índice que mede com base na percepção dos alunos o clima disciplinar nas aulas de ciências. |
| **Efeito dos pares** | |
| *REPEAT_MEDIO* | Proporção de alunos repetentes na escola. |
| *ESCS_MEDIO* | Média do Índice de status econômico, social e cultural por escola. |
| **Índices motivacionais** | |
| *IMM* | Índice de Motivação Multidimensional, criado com base nas dimensões: pais, professores e alunos. |
| *IND_ALUNO* | Índice de motivação do aluno. |
| *IND_PAIS* | Índice de motivação dos pais. |
| *IND_PROF* | Índice de motivação dos professores. |
| *D_CSE* | Dummy sobre a condição socioeconômica dos alunos que atribui o valor (1), se o aluno pertencer ao grupo dos mais ricos, e (0), caso ele seja do grupo dos mais pobres. |

nível 1 desagregado em 1a e 1b, em que, este último engloba as tarefas mais fáceis da avaliação e reflete as habilidades dos alunos que estão abaixo do nível 1a, ou seja, seria o mais baixo nível de proficiência.

Em relação a descrição de cada nível na escala de ciências, pode-se mencionar que o aluno obtém o nível 1b, que é o mais simples, caso tenha desempenho até 261 pontos, enquanto que o nível 1a estaria compreendido entre 261 e 335 pontos. O nível 2 em ciências considera o aluno com desempenho entre 335 e 410. Para o caso dos níveis 3, 4 e 5, enquadram-se os estudantes com desempenhos entre 410 e 484 pontos, 484 e 559 pontos, e entre 559 e 633 pontos, respectivamente. O nível 6 inclui alunos com valores de proficiência relativamente altos, entre 633 e 708 pontos, e, portanto, seria o nível mais avançado da escala.

# 3. Resultados

## 3.1 Análise Descritiva

A Tabela 1 traz a média e o desvio-padrão das variáveis de resultados e de controles relacionadas aos estudantes avaliados no PISA 2015. Nota-se que ao considerar toda a amostra deste estudo, os estudantes analisados obtiveram uma média em ciências de, aproximadamente, 433,8 pontos, média superior a alcançada pelo conjunto de todos os alunos brasileiros que realizaram o exame, de 401 pontos, segundo dados disponíveis no relatório do PISA disponibilizado pelo INEP. Contudo, essa diferença na nota média é explicada principalmente por causa das perdas amostrais já mencionadas anteriormente.

Ao considerar a amostra dividida em dois grupos segundo os níveis de renda, observa-se que a média em ciências dos estudantes pertencentes ao quantil mais elevado é superior a dos alunos que se encontram no quantil menos elevado de renda, aproximadamente 88,67 pontos. Ademais, para estes grupos, os estudantes considerados como socioeconomicamente favorecidos alcançaram uma média do índice de status econômico, social e cultural (*ESCS*) equivalente a 0,79, enquanto que para os menos favorecidos este valor foi de −2,25. Para o caso da amostra completa, observa-se uma média do indicador ESCS de aproximadamente −0,74.

Em relação ao Índice de Motivação Multidimensional, verifica-se uma vantagem de 9,26 pontos[2] em favor do grupo socioeconomicamente favorecido, indicando que a motivação dos alunos pertencentes a este grupo é mais afetada por aspectos relacionados aos pais, professores e a eles mesmos. Para os índices desagregados por dimensão, constata-se, por exemplo, que o grupo 2 obtém vantagem em todas as dimensões analisadas: no caso do índice de motivação do aluno, tem-se uma

[2]O IMM varia numa escala de 0 a 100.

**Tabela 1.** Estatística descritiva das variáveis da amostra.

| | Amostra completa do estudo * | | Quantil menos elevado de renda (Grupo 1) * | | Quantil mais elevado de renda (Grupo 2) * | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Variáveis** | Média | DP | Média | DP | Média | DP |
| *PROF_CIÊNC* | 433,7852 | 87,1854 | 394,7681 | 73,2486 | 483,4431 | 88,8034 |
| *ESCS* | −0,7367 | 1,1798 | −2,2568 | 0,5210 | 0,7959 | 0,3873 |
| *ESCS_MED* | −0,8025 | 0,7748 | −1,3692 | 0,4932 | −0,1107 | 0,8011 |
| *REPEAT* | 0,2736 | 0,5367 | 0,3476 | 0,5883 | 0,1970 | 0,4450 |
| *REPEAT_MED* | 0,6087 | 0,7199 | 0,7063 | 0,7865 | 0,4464 | 0,6205 |
| *D_EXPEC* | 0,7477 | 0,4343 | 0,5916 | 0,4916 | 0,8969 | 0,3028 |
| *D_SEXO* | 0,4705 | 0,4991 | 0,4139 | 0,4926 | 0,5071 | 0,5000 |
| *D_NORDEST* | 0,3003 | 0,4584 | 0,4006 | 0,4901 | 0,2555 | 0,4362 |
| *D_CEN_OEST* | 0,1492 | 0,3563 | 0,1269 | 0,3329 | 0,1666 | 0,3727 |
| *D_SUL* | 0,1263 | 0,3323 | 0,1043 | 0,3057 | 0,1247 | 0,3304 |
| *D_SUDEST* | 0,2464 | 0,4309 | 0,2069 | 0,4052 | 0,2400 | 0,4272 |
| *URB_RURAL* | 0,9732 | 0,1613 | 0,9464 | 0,2251 | 0,9900 | 0,0991 |
| *PUB_PRIV* | 0,7867 | 0,4096 | 0,9646 | 0,1846 | 0,4806 | 0,4997 |
| *SCHAUT* | 0,5661 | 0,2629 | 0,4955 | 0,1945 | 0,7234 | 0,2900 |
| *SCIERES* | 3,2311 | 2,5103 | 2,5314 | 2,1466 | 4,2593 | 2,7120 |
| *PROAT5AM* | 7,8021 | 26,5559 | 7,8028 | 26,6005 | 6,5358 | 24,4109 |
| *DISCLISCI* | −0,1783 | 0,4343 | −0,2481 | 0,9790 | −0,0494 | 0,9374 |
| *IMM* | 58,9446 | 16,6600 | 54,6375 | 16,0863 | 63,8980 | 16,2477 |
| *IND_ALUNO* | 67,0921 | 20,4890 | 61,3907 | 19,9306 | 73,4337 | 19,5848 |
| *IND_PAIS* | 73,1098 | 27,6161 | 68,6516 | 27,8784 | 78,3946 | 26,3043 |
| *IND_PROF* | 51,9446 | 23,0630 | 48,6745 | 22,5419 | 56,5301 | 22,9908 |

*Fonte:* Elaboração própria com base nos dados do PISA 2015.

*Nota:* *A amostra completa deste estudo possuía um total de 7.255 observações, enquanto que a amostra selecionada para os grupos 1 e 2, segundo os níveis de renda, contava com 3.624 indivíduos.

média de 61,39 e 73,43 para os grupos 1 e 2, respectivamente, sendo que valores mais próximos de 100 indicam uma melhor motivação.

A respeito do índice de motivação dos pais, nota-se uma vantagem de 9,74 pontos em favor do grupo 2, demonstrando que os alunos com melhores condições socioeconômicas são os que experimentam uma maior motivação advinda do contexto familiar. Para o índice de motivação dos professores, novamente o grupo 2 apresentou vantagem em relação ao grupo 1, cerca de 7,86 pontos.

## 3.2 Resultados Econométricos

Com o intuito de verificar a relação existente entre a proficiência dos alunos e as variáveis descritas no Quadro 2 estimou-se duas regressões: a primeira, definida como Modelo 1, e que considera além de outras variáveis, o IMM, e uma segunda, que traz as variáveis motivacionais desagregadas por dimensão, a qual denominou-se de Modelo 2, cujos resultados estão descritos na Tabela 2.

**Tabela 2.** Resultados da estimação da amostra total para os modelos 1 e 2.

| | Modelo 1 | | Modelo 2 | |
|---|---|---|---|---|
| **Variáveis** | Coeficiente | p-valor | Coeficiente | p-valor |
| *IMM* | 0,4703 | 0,000 | – | – |
| *IND_ALUNO* | – | – | 0,5475 | 0,000 |
| *IND_PAIS* | – | – | −0,0393 | 0,218 |
| *IND_PROF* | – | – | 0,1444 | 0,000 |
| *ESCS* | 7,9440 | 0,000 | 7,3973 | 0,000 |
| *ESCS_MED* | 34,0270 | 0,000 | 32,6112 | 0,000 |
| *REPEAT* | −31,7670 | 0,000 | −30,9926 | 0,000 |
| *REPEAT_MED* | −7,2345 | 0,000 | −7,3296 | 0,000 |
| *D_NORDEST* | 12,5310 | 0,000 | 12,9335 | 0,000 |
| *D_CEN_OEST* | 20,6044 | 0,000 | 19,6271 | 0,000 |
| *D_SUDEST* | 18,79 | 0,000 | 18,1204 | 0,000 |
| *D_SUL* | 24,9345 | 0,000 | 23,5607 | 0,000 |
| *SCIERES* | 2,5559 | 0,000 | 2,5482 | 0,000 |
| *SCHAUT* | 30,0277 | 0,000 | 31,4471 | 0,000 |
| *PROAT5AM* | −0,0030 | 0,924 | −0,0026 | 0,933 |
| *URB_RURAL* | 6,5765 | 0,169 | 6,9985 | 0,137 |
| *PUB_PRIV* | 7,0801 | 0,079 | 6,4532 | 0,108 |
| *D_SEXO* | 14,1684 | 0,000 | 14,9116 | 0,000 |
| *D_EXPEC* | 41,0819 | 0,000 | – | – |
| Constante | 393,9332 | 0,000 | 377,8134 | 0,000 |

Pode-se verificar que a maioria das variáveis utilizadas em ambos os modelos foram significativas ao nível de 1%. Em relação ao Modelo 1, o $R^2$ ajustado encontrado foi de 0,3372, demonstrando que aproximadamente 33,72% das variações observadas na proficiência são explicadas pelas variações nas variáveis independentes.

A variável *IMM*, que representa a motivação multidimensional, apresentou um coeficiente positivo, indicando que um aumento médio de uma unidade deste índice acarretaria em um aumento médio de 0,4703 pontos na proficiência dos alunos em ciências. Contudo, este aumento não é suficiente para colocar os estudantes brasileiros em um nível mais elevado na escala de proficiência do PISA, de modo que eles permanecem no nível 3 — entre 410 e 484 pontos.

Quanto ao Modelo 2, encontrou-se um $R^2$ ajustado de 0,3467, o que indica que cerca de 34,67% das variações observadas na nota média em ciências são explicadas pelas variações nas variáveis independentes. As variáveis que representam a proporção de professores com mestrado, bem como a localização e tipo de escola, mostraram-se insignificantes.

Ademais, observa-se ainda que o índice de motivação dos pais apresentou um efeito oposto ao esperado, o que pode ser atribuído, por exemplo, ao fato da amostra do PISA compreender estudantes com idades entre 15 e 16 anos, estando,

pois, na fase da adolescência, onde os relacionamentos entre pais e filhos tendem a ser conflituosos. No entanto, este índice também não foi significativo para a amostra testada.

Em relação ao índice de motivação do aluno, percebe-se que este se mostrou positivamente relacionado com a proficiência, conforme esperado. Neste caso, o efeito médio na nota dos alunos foi de 0,5475 pontos para uma variação de uma unidade deste indicador. Este resultado está de acordo com a maioria dos achados da literatura, e vai ao encontro dos divulgados no relatório da Mckinsey sobre fatores que influenciam o sucesso escolar na América Latina, onde verificou-se que os alunos latino-americanos considerados bem motivados obtiveram notas 14% (ou 55 pontos) mais altas no exame de ciências do PISA do que aqueles cuja motivação estava baixa, e essa relação se manteve mesmo após controlar a condição socioeconômica, a localização e o tipo de escola.

Para o caso do índice de motivação dos professores, o efeito na nota também é positivo, embora menor do que o alcançado pelo índice de motivação dos alunos, provocando um aumento médio de 0,1444 pontos na proficiência do aluno para cada variação de uma unidade deste índice. Isto significa que os alunos que se sentem mais motivados por seus professores no processo de ensino-aprendizagem tendem a apresentar melhores rendimentos acadêmicos. Varga (2017), em seu estudo sobre o efeito da relação professor-aluno no engajamento acadêmico dos estudantes, concluiu que a construção de relacionamentos positivos entre professores e alunos contribuem para a melhora do engajamento e da motivação dos estudantes na aula, e, portanto, para um melhor desempenho escolar.

A variável *ESCS* e a sua média mostraram-se positivamente relacionadas com o desempenho dos alunos nos dois modelos. Dessa forma, para o indicador *ESCS*, uma variação de uma unidade deste índice produz um aumento médio na proficiência de cerca de 7,94 e 7,39 pontos nos modelos 1 e 2, respectivamente.

### 3.2.1 Diferencial de Desempenho Escolar entre Alunos Pertencentes aos Quantis mais e menos Elevados de Renda

**Decomposição de Oaxaca e Blinder sem Ponderação** A Tabela 3 apresenta a decomposição do rendimento escolar em Ciências entre os dois grupos (alunos com melhores e piores condições socioeconômicas), para os modelos 1 e 2.[3] Inicialmente, realizou-se a decomposição sem ponderação, ou seja, sem levar em conta o peso gerado pelo Balanceamento por Entropia, e, portanto, sem considerar que os alunos possuem uma distribuição similar do IMM e das dimensões.

Verifica-se, a partir dos resultados presentes na Tabela 3, que o diferencial de desempenho entre os alunos com melhores e piores condições socioeconômicas em

[3]O Modelo 1 considera a variável Índice de Motivação Multidimensional (IMM) na sua amostra, enquanto que o Modelo 2 considera os índices de motivação desagregados por dimensão (*IND_ALUNOS*, *IND_PAIS* e *IND_PROF*).

**Tabela 3.** Decomposição de Oaxaca–Blinder do diferencial de desempenho em Ciências antes do Balanceamento por Entropia (Modelos 1 e 2).

| | Ciências | | | |
|---|---|---|---|---|
| | Modelo 1 | | Modelo 2 | |
| | Coeficiente | p-valor | Coeficiente | p-valor |
| Quantil menos elevado de renda (1) | 394,7682 | 0,000 | 394,7682 | 0,000 |
| Quantil mais elevado de renda (2) | 483,4431 | 0,000 | 483,4431 | 0,000 |
| Diferença total (1 — 2) | −88,6749 | 0,000 | −88,6749 | 0,000 |
| Diferença explicada | −62,3963 | 0,000 | −64,0889 | 0,000 |
| Diferença não explicada | −26,2785 | 0,007 | −24,5859 | 0,014 |
| *Diferença explicada* * | | | | |
| *IMM* | −2,4622 | 0,008 | – | – |
| *IND_ALUNO* | – | – | −4,8756 | 0,000 |
| *IND_PAIS* | – | – | 0,0675 | 0,960 |
| *IND_PROF* | – | – | −1,2816 | 0,026 |
| *Diferença não explicada* * | | | | |
| *IMM* | −1,8898 | 0,842 | – | – |
| *IND_ALUNO* | – | – | −2,7538 | 0,768 |
| *IND_PAIS* | – | – | 6,6118 | 0,364 |
| *IND_PROF* | – | – | 0,7245 | 0,904 |

*Nota:* *As demais variáveis de controle foram adicionadas, mas foram omitidas da tabela, uma vez que não fazem parte do objetivo deste trabalho.

ciências é estatisticamente significante a 1% e desfavorável aos alunos com piores condições socioeconômicas para os dois modelos. O diferencial total de rendimento, obtido pela subtração do coeficiente do grupo 1 menos o do grupo 2, foi negativo, e demonstra que os alunos com piores condições socioeconômicas obtêm uma nota menor em ciências de −88,6749 pontos quando comparados aos alunos do outro grupo, estando assim em desvantagem.

Ademais, observa-se que a maior parte do diferencial é explicada pelas características observáveis do modelo, ou seja, pela parte explicada, que é responsável por cerca de 70,36% e 72,3%[4] do diferencial total, enquanto que a parte não explicada corresponde a aproximadamente 29,63% e 27,7% nos modelos 1 e 2, respectivamente.

Constata-se ainda que os dois grupos não estão no mesmo nível na escala de proficiência em nenhum dos modelos. Enquanto que os alunos do grupo dos socioeconomicamente favorecidos se encontram no nível 3 desta escala — entre 410 e 484 pontos —, os alunos do grupo menos favorecido alcançam o nível 2 — entre 335 e 410 pontos.

[4] $\left(\text{Diferença explicada}/\text{Diferença total}\right) \times 100$ ou $\left(\text{Diferença não explicada}/\text{Diferença total}\right) \times 100$.

Neste caso, de acordo com as competências exigidas em cada nível da escala de ciências do PISA, os alunos do grupo 1 não seriam capazes de recorrer ao conhecimento de conteúdos de complexidade moderada para identificar ou elaborar explicações de fenômenos científicos conhecidos,[5] por exemplo.

Ademais, pode-se supor que caso as características que produzem este diferencial de notas entre os grupos fossem controladas, de modo que se conseguisse reduzir a diferença total para pelo menos cerca de −64,0779 pontos, isso equivaleria ao quartil socioeconômico mais baixo saltar para o nível 3 na escala de proficiência.

Em relação ao detalhamento da diferença explicada, percebe-se, por exemplo, que no Modelo 1, o IMM reduz o diferencial de desempenho entre os dois grupos, ou seja, um aumento (redução) da motivação dos pais, alunos e professores conjuntamente reduz (aumenta) o diferencial de notas entre os alunos com melhores e piores condições socioeconômicas.

Em relação às dimensões no Modelo 2 (*IND_ALUNO*, *IND_PAIS* e *IND_PROF*), nota-se, por exemplo, que o índice de motivação dos alunos (*IND_ALUNO*) e dos professores (*IND_PROF*) foram significativos ao nível de 1% e 5%, respectivamente, e ambas se mostraram redutoras do diferencial de notas, o que não ocorre para o índice de motivação dos pais (*IND_PAIS*). No entanto, considerando a amostra testada neste estudo, o efeito exercido pela motivação dos pais no diferencial de notas foi insignificante.

**Decomposição de Oaxaca–Blinder com Ponderação** Com o intuito de equilibrar as características entre os dois grupos, realizou-se o balanceamento por entropia, utilizando, neste primeiro momento, a covariável *IMM*, partindo do pressuposto que existe uma relação direta entre a motivação conjunta dos pais, alunos e professores na proficiência dos estudantes. Para tanto, utilizou-se a variável binária de tratamento para os alunos pertencentes ao quantil mais elevado de renda (tratados) e os do quantil menos elevado (controle).

Todavia, cabe ressaltar que a amostra testada no balanceamento entre os dois grupos equivale a um total de 3.624 observações, uma vez que foi necessário identificar somente os 25% dos estudantes com maiores valores do índice de status econômico, social e cultural, e, portanto, considerados como socioeconomicamente favorecidos, e os 25% com os níveis mais baixos deste indicador, constituindo o grupo dos menos favorecidos.

A Tabela 4 mostra as medidas de desequilíbrios da média, variância e assimetria antes de realizar o pareamento e após realizar o equilíbrio da variável *IMM* pelo balanceamento por entropia. Dessa forma, é possível encontrar a diferença no rendimento que é devido ao efeito do Índice de Motivação Multidimensional.

Nota-se que os grupos não se encontravam adequadamente balanceados antes do equilíbrio, visto que a média, variância e assimetria eram diferentes entre eles,

[5] Maiores informações sobre as competências de cada nível da escala de ciências do PISA podem ser encontradas em http://portal.inep.gov.br/pisa-no-brasil

**Tabela 4.** Condições de momentos da variável IMM antes e após o balanceamento por entropia.

| | Tratados | | | Controles | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Variável** | Média | Variância | Assimetria | Média | Variância | Assimetria |
| *Antes do balanceamento* | | | | | | |
| *IMM* | 63,9 | 264 | −0,1783 | 54,64 | 258,8 | 0,0136 |
| *Depois do Balanceamento* | | | | | | |
| *IMM* | 63,9 | 264 | −0,1783 | 63,9 | 264 | −0,1783 |

e após o balanceamento, houve o ajustamento dessas estatísticas para a variável inserida. O objetivo do pareamento por entropia é justamente encontrar pesos que minimizem as diferenças existentes entre os grupos de tratados e controle, levando em conta os três momentos da distribuição.

Observa-se, ainda na Tabela 4, que os alunos com piores condições socioeconômicas (controle) possuíam uma média de motivação multidimensional de 54,64, e após o pareamento, esta média se iguala aos alunos com melhores condições (tratados). Ademais, a variância também sofre alteração antes e após o balanceamento: de 258,8 para 264, igualando-se novamente aos tratados, juntamente com a assimetria, onde o grupo de controle passa de 0,0136 para −0,1783.

Tendo em vista que também se pretende avaliar o efeito no rendimento escolar entre os dois grupos que é devido a motivação desagregada dos alunos e dos professores,[6] aplicou-se novamente o balanceamento por entropia. Neste caso, por exemplo, ao ponderar pela motivação dos alunos, assume-se que os estudantes com melhores e piores condições socioeconômicas possuem o mesmo nível de motivação, ou motivação muito similar. Dessa forma, a diferença de rendimento entre os grupos não pode ser atribuída à diferença observada em seus níveis de motivação.

As medidas de desequilíbrio, antes e após o balanceamento, para essas dimensões, encontram-se descritas nas tabelas 5 e 6, respectivamente. Verificando os resultados obtidos para a dimensão aluno, percebe-se que antes do ajustamento, a média, variância e assimetria entre os grupos dos tratados e controles divergiam entre si. O mesmo ocorre para a dimensão professores, visto que as estatísticas do primeiro, segundo e terceiro momento da distribuição também são diferentes.

Desse modo, conclui-se que os dois grupos não se encontram adequadamente balanceados para nenhuma das covariáveis, fazendo-se necessário, portanto, a aplicação do pareamento por entropia, de modo a tornar a amostra mais homogênea. Após o balanceamento, houve o ajustamento de todas as estatísticas para as duas covariáveis analisadas, conforme os dados das tabelas 5 e 6.

[6]Não se aplicou o balanceamento na dimensão dos pais, pois esta foi insignificante para explicar o diferencial de rendimento entre os dois grupos.

**Tabela 5.** Condições de momentos da dimensão do aluno antes e após o balanceamento por entropia.

| | Tratados | | | Controles | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Variável** | Média | Variância | Assimetria | Média | Variância | Assimetria |
| *Antes do balanceamento* | | | | | | |
| *IND_ALUNO* | 73,43 | 383,6 | −0,4951 | 61,39 | 397,2 | 0,0377 |
| *Depois do Balanceamento* | | | | | | |
| *IND_ALUNO* | 73,43 | 383,6 | −0,4951 | 73,43 | 383,6 | −0,4951 |

**Tabela 6.** Condições de momentos da dimensão do professor antes e após o balanceamento por entropia.

| | Tratados | | | Controles | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Variável** | Média | Variância | Assimetria | Média | Variância | Assimetria |
| *Antes do balanceamento* | | | | | | |
| *IND_PROF* | 56,53 | 528,6 | −0,2523 | 48,67 | 508,1 | 0,0349 |
| *Depois do Balanceamento* | | | | | | |
| *IND_PROF* | 56,53 | 528,6 | −0,2523 | 56,53 | 528,6 | −0,2523 |

Por exemplo, em relação ao índice de motivação apenas dos alunos, nota-se que o grupo de controle possuía uma média de motivação equivalente a 61,39, que salta para 73,43, igualando-se aos tratados. Em relação à variância, antes do pareamento, esta era de 397,2 passando para 383,6 após a entropia, e por fim, a assimetria passa de 0,0377 para −0,4951, mas uma vez igualando-se ao grupo dos tratados. Portanto, percebe-se que os grupos se encontram equilibrados após o balanceamento para as duas covariáveis analisadas.

Uma vez definidos os pesos que tornam a amostra mais homogênea, estimou-se novamente a decomposição de Oaxaca–Blinder em Ciências, desta vez levando em conta os pesos gerados pela entropia para o IMM e para as dimensões dos alunos e dos professores, de modo que agora as comparações são feitas entre alunos com características similares, sobretudo com níveis de motivação semelhantes. Os resultados alcançados pela estimação pós-ponderação encontram-se descritos na Tabela 7.

Ao ponderar pelo IMM, que leva em conta a motivação conjuntamente gerada pelos pais, professores e pelos próprios alunos, o que se busca explicar é se os estudantes com piores condições socioeconômicas, mas com parâmetros de distribuição do IMM semelhantes aos dos alunos com melhores condições, tendem a ter rendimentos escolares mais parecidos com os obtidos por este último grupo.

**Tabela 7.** Decomposição de Oaxaca–Blinder do diferencial de desempenho em Ciências pós ponderação pela motivação multidimensional e desagregada do aluno e do professor.

| | Ciências | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Ponderação pelo *IMM* | | Ponderação pelo *IND_ALUNO* | | Ponderação pelo *IND_PROF* | |
| | Coeficiente | p-valor | Coeficiente | p-valor | Coeficiente | p-valor |
| Quantil menos elevado de renda (1) | 400,1656 | 0,000 | 401,8413 | 0,000 | 396,8205 | 0,000 |
| Quantil mais elevado de renda (2) | 483,4431 | 0,000 | 483,4431 | 0,000 | 483,4431 | 0,000 |
| Diferença total (1 — 2) | −83,2774 | 0,000 | −81,6017 | 0,000 | −86,6229 | 0,000 |
| Diferença explicada | −58,0783 | 0,000 | −68,3359 | 0,000 | −59,7543 | 0,000 |
| Diferença não explicada | −25,1991 | 0,017 | −13,2658 | 0,270 | −26,8683 | 0,007 |

Em outras palavras, pretende-se analisar se quando há aumento (redução) na motivação geral, a diferença de rendimento entre os dois grupos de estudantes, considerando suas características pessoais, familiares e escolares, diminuem (aumentam). Do mesmo modo, ao ponderar pela motivação desagregada dos alunos e dos professores, procura-se averiguar se os estudantes são afetados por suas motivações intrínsecas e dos professores, de modo que as desigualdades entre os dois grupos diminuam.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 7, mesmo após o controle das variáveis que exercem o **efeito-motivação**, o diferencial total de desempenho escolar entre os alunos socioeconomicamente favorecidos e os desfavorecidos ainda representa uma desvantagem para o último grupo nas três situações analisadas.

Todavia, esta diferença reduziu-se. Enquanto a diferença total na proficiência era de −88,6749 pontos antes da ponderação, ao levar em consideração, por exemplo, que ambos os grupos possuíam níveis similares de motivação multidimensional, verifica-se que esta diferença reduz cerca de 5,4 pontos. Esta redução é ainda mais significativa quando se considera a ponderação pela motivação do aluno: uma queda de cerca de 7,07 pontos no diferencial de rendimento a favor dos alunos com piores condições socioeconômicas, um resultado particularmente interessante, principalmente quando se considera que as medidas que estimulam a motivação intrínseca dos alunos não costumam ser onerosas.

Considerando agora o peso gerado pelo balanceamento para a variável *IND_PROF*, nota-se que a motivação dos professores provoca um efeito redutor no diferencial de rendimento, porém menor que aquele alcançado para a ponderação pela motivação geral e dos próprios estudantes. A diferença total na média em ciências entre os dois grupos era de cerca de −88,6749 pontos antes da ponderação (Tabela 5), caindo para um total de −86,6229 pontos quando se considera que os alunos com piores e melhores condições socioeconômicas possuem docentes com níveis de motivação similares, ou seja, quando se o usa o peso gerado pelo balanceamento.

No entanto, mesmo após o controle, por exemplo, da variável que expressa a motivação dos alunos, o diferencial total ainda se mostra desfavorável para os estudantes do quartil inferior de renda, explicitando que embora a motivação intrínseca seja importante na redução da diferença de notas, outras características individuais, familiares e escolares são responsáveis por colocar os alunos menos favorecido em desvantagem em relação aos seus colegas mais favorecidos socioeconomicamente.

Ademais, vale ressaltar que estas reduções observadas no diferencial de notas nas três situações analisadas não são suficientes para colocar os alunos do grupo menos favorecido socioeconomicamente em um nível mais elevado na escala de proficiência do PISA, de modo que eles permanecem no nível 2. Desse modo, em termos cognitivos, o aluno mais pobre não teria capacidade de distinguir entre questões científicas e não científicas e identificar as evidências que sustentam uma afirmação científica, por exemplo.

Constata-se ainda que a maior parte do diferencial de notas é dado pelas características observáveis explicadas no modelo, e isso se verifica para as três análises. No caso da decomposição de rendimento ponderada pelo IMM, estas características são responsáveis por explicar cerca de 69,7% do diferencial total, enquanto que na decomposição pelos índices do aluno e dos professores, esse percentual equivale a 83,74% e 68,98%, respectivamente.

Dessa forma, de acordo com os resultados descritos nesta subseção, os estudantes do quartil socioeconômico superior ainda manifestam um rendimento escolar mais elevado em comparação aos estudantes do quartil socioeconômico inferior, mesmo após ponderar pelo índice de motivação multidimensional e pelos índices motivacionais dos alunos e professores, explicitando que existem diferenças entre os dois grupos que são devidas às características explicadas e não explicadas no modelo, referente aos aspectos familiares, escolares e próprios de cada aluno.

No entanto, fica evidente que as características socioemocionais são importantes na redução do diferencial de rendimento escolar entre os dois grupos. Ou seja, quando há um aumento (redução) nos fatores que refletem a motivação multidimensional e a motivação desagregada por dimensão (professores e alunos), a desigualdade entre os grupos diminui (aumenta), ressaltando a importância deste estudo.

## 4. Conclusões

O presente estudo teve como objetivo a criação de um índice de motivação multidimensional a partir dos dados do PISA 2015, considerando três dimensões: a motivação dos alunos, dos pais e dos professores, e posteriormente verificar o efeito deste sobre o desempenho escolar, bem como identificar qual destas dimensões apresenta maior efeito na redução do diferencial de rendimento entre os alunos com melhores e piores condições socioeconômicas.

Dessa forma, ao considerar os aspectos socioemocionais, este estudo contribui para a literatura ao apresentar resultados inéditos para o desempenho escolar entre alunos socioeconomicamente favorecidos e desfavorecidos no Brasil. Para cumprir os objetivos propostos por este estudo, optou-se por trabalhar com a base de dados do PISA 2015.

Os resultados encontrados foram condizentes com a perspectiva teórica apontada pela literatura, exceto para a variável que representa a motivação dos pais, porém esta não foi significativa para a amostra testada. Observou-se que o índice de motivação multidimensional foi positivo e significativo, indicando que um aumento médio de uma unidade deste indicador eleva a nota média em ciências, resultado semelhante para as dimensões dos alunos e dos professores.

Em um segundo momento, realizou-se a estimação do diferencial de desempenho escolar dos alunos brasileiros que pertenciam aos quantis mais e menos elevado de renda sem ponderação, e em seguida, ponderando pelo índice de motivação multidimensional e desagregado pelas dimensões dos alunos e dos professores.

Os resultados sem ponderação mostraram que, para o caso do Modelo 1, aquele que considera a motivação multidimensional, existem diferenças significativas no desempenho entre os dois grupos. Após o controle pela motivação multidimensional, observou-se que a diferença no desempenho entre alunos com melhores e piores níveis socioeconômicos reduziu-se em cerca de 5,4 pontos, mas mesmo assim o aluno menos favorecido permanece em desvantagem em relação ao seu colega, o que induz que outras características observáveis e não observáveis do modelo são responsáveis por colocá-lo em desigualdade.

Ao ponderar pela motivação do aluno e do professor, o grupo dos com condições socioeconômicas mais elevadas ainda apresenta uma vantagem em relação aos mais pobres, embora essa diferença tenha sido reduzida em relação aos modelos sem ponderação.

Para o caso da ponderação pela motivação intrínseca do aluno, verificou-se que, dentre os três balanceamentos realizados, o peso gerado para esta dimensão foi o que mais contribuiu para a redução no diferencial entre os grupos: cerca de 7,07 pontos, demonstrando que esta é uma importante medida do desempenho escolar. Considerando a ponderação feita pela motivação do professor, a redução média na diferença de notas entre os grupos foi de cerca de 2,05 pontos, ainda que os alunos mais pobres permaneçam em desvantagem em relação aos seus pares.

Dessa forma, os resultados encontrados por este estudo evidenciam a necessidade de se avaliar intervenções adicionais no campo educacional que possibilitem a melhoria da aprendizagem, atentando ao fato de que os aspectos motivacionais no contexto escolar têm sido considerados como importantes fatores capazes de influenciar na aprendizagem e no desempenho acadêmico dos alunos, e, portanto, devem ser levados em consideração na elaboração das políticas educacionais.

## Referências bibliográficas


Alves, F., & Candido, O. (2017, dezembro). O efeito da escola e os determinantes do rendimento escolar: Uma análise dos resultados dos estudantes brasileiros nas últimas três edições do PISA. *In 45° Encontro Nacional de Economia (ANPEC 2017)*, Natal, RN. https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files_I/i8-ebcb5a643b5bd6f9047bcaefbc83620f.pdf

Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, *8*(4), 436–455. http://dx.doi.org/10.2307/144855

Boruchovitch, E. (2009). *A motivação do aluno*. Rio de Janeiro: Editora Vozes.

Cavalcante, C. H. L., & Santos, P. A. d., Jr. (2013). Fatores que influenciam o desempenho escolar: A percepção dos estudantes do curso Técnico em Contabilidade do IFRS–Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Rio Grande do Sul, Campus Porto Alegre. *Revista Liberato*, *14*(21), 29–50. http://revista.liberato.com.br/ojs_lib/index.php/revista/article/view/196

Cerezo, M. T., Casanova, P. F., de la Torre, M. J., & de la Villa Carpio, M. (2011). Estilos educativos paternos y estrategias de aprendizaje en alumnos de Educación Secundaria. *European Journal of Education and Psychology*, *4*(1), 51–61. http://dx.doi.org/10.30552/ejep.v4i1.63

Cheli, B., & Lemmi, A. (1995). A "totally" fuzzy and relative approach to the multidimensional analysis of poverty. *Economic Notes*, *24*(1), 115–133. https://www.researchgate.net/publication/284761603_A_Totally_Fuzzy_and_Relative_Approach_to_the_Multidimensional_Analysis_of_Poverty

Dorn, E., Ellen, P., Frank, M., Krawitz, M., Calicchio Neto, N., & Mourshed, M. (2017). *Fatores que influenciam o sucesso escolar na América Latina*. McKinsey&Company. https://www.mckinsey.com/~/media/mckinsey/industries/social%20sector/our%20insights/what%20drives%20student%20performance%20in%20latin%20america/fatores-qu-port.pdf

Fryer, R. G., Jr., Levitt, S. D., & List, J. A. (2015, agosto). *Parental incentives and early childhood achievement: A field experiment in Chicago heights* (Working Paper Nº 21477). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w21477

Genari, C. H. M. (2006). *Motivação no contexto escolar e desempenho acadêmico* (Dissertação de mestrado, Universidade Estadual de Campinas, Faculdade de Educação, Campinas, SP). http://repositorio.unicamp.br/jspui/handle/REPOSIP/252887

Gómez, M. S., Galvis-Aponte, L. A., & Royuela, V. (2015, dezembro). *Calidad de vida laboral en Colombia: Un índice multidimensional difuso* (Documento de Trabajo Nº 230). Cartagena, Colômbia: Banco de la República – Sucursal Cartagena. https://www.banrep.gov.co/docum/Lectura_finanzas/pdf/dtser_230.pdf

Griffing, C. (2006). *Student-teacher relationships: An exploration of student motivation* [Counselor Education Master's Theses]. https://digitalcommons.brockport.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1041&context=edc_theses

Guimarães, S. E. R., & Boruchovitch, E. (2004). O estilo motivacional do professor e a motivação intrínseca dos estudantes: Uma perspectiva da Teoria da Autodeterminação. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, *17*(2), 143–150. http://dx.doi.org/10.1590/S0102-79722004000200002

Hainmueller, J. (2012). Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis*, *20*(1), 25–46. http://dx.doi.org/10.1093/pan/mpr025

Jann, B. (2008). The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, *8*(4), 453–479. http://dx.doi.org/10.1177/1536867X0800800401

Jasmi, A. N., & Hin, L. C. (2014). Student-teacher relationship and student academic motivation. *Journal for Interdisciplinary Research in Education*, *4*(1), 1–8.

Jesus, A. G. d. (2011). *A motivação para aprender matemática no 9º ano do ensino fundamental: Um estudo do potencial dos materiais manipulativos e da construção de objetos na aprendizagem de área de polígonos e volume de prismas* (Dissertação de mestrado, Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP), Ouro Preto, MG). http://www.repositorio.ufop.br/handle/123456789/2647

Lelli, S. (2001, novembro). *Factor Analysis vs. Fuzzy Sets Theory: Assessing the influence of different techniques on sen's functioning approach* (Discussion Paper Nº 01.21). Belgium: Katholieke Universiteit Leuven, Center for Economic Studies. https://feb.kuleuven.be/drc/Economics/research/dps-papers/dps01/dps0121.pdf

Martinelli, S. d. C. (2014). Um estudo sobre desempenho escolar e motivação de crianças. *Educar em Revista*(53), 201–2016. http://dx.doi.org/10.1590/0104-4060.27122

Mcintosh, J. (2008). *Family background parental involvement and academic achievement in Canadian schools.*

Neves, E. R. C., & Boruchovitch, E. (2004). A motivação de alunos no contexto da progressão continuada. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, *20*(1), 77–85. http://dx.doi.org/10.1590/S0102-37722004000100010

Oaxaca, R. (1973). Male–female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, *14*(3), 693–709. http://dx.doi.org/10.2307/2525981

Requia, R. (2015). *A relação entre a motivação e desempenho escolar em alunos dos anos iniciais do ensino fundamental: Um estudo na Escola Municipal de Ensino Fundamental Padre Gabriel Bolzan* (Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), Santa Maria, RS). http://repositorio.ufsm.br/handle/1/4750

Soares, J. F. (2004). O efeito da escola no desempenho cognitivo de seus alunos. *REICE: Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, *2*(2), 83–104. https://revistas.uam.es/index.php/reice/article/view/5550

Tapia, J. A. (1999). *A motivação em sala de aula*. Edições Loyola.

Varga, M. (2017). *The effects of teacher–student relationships on the academic engagement of students* (Action research paper, Goucher College, Baltimore, MD). http://hdl.handle.net/11603/3893

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200017
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

# Além do PIB per capita: Ensaio sobre medidas de bem-estar para os estados brasileiros*

Thiago Pereira Lôbo†
Luciano Nakabashi‡

**Sumário**

1. Introduction .....325
2. Metodologia.....329
3. Resultados.....333
4. Robustez.....337
5. Considerações finais .....341
Apêndice. .....345

**Palavras-chave**
Economia do bem-estar, crescimento econômico, consumo equivalente

**JEL Codes**
D63, E21, E23, E24, I31

**Resumo · Abstract**

Jones e Klenow (2016) proposed a model to measure economic welfare using data on consumption, leisure and life expectancy in order to meet the well known deficiencies in GDP per capita. This method was replicated for the Brazilian states and the results show that almost all regions have a lower welfare than that represented by per capita income in relation to São Paulo state, mainly due to the low life expectancy. Moreover, the welfare indicator is highly correlated with GDP per capita and the results are robust regarding changes in individual consumption, income measure and leisure.
individual, tipo de renda e lazer.

## 1. Introduction

O Produto Interno Bruto (PIB) per capita é amplamente utilizado na literatura econômica como medida de bem-estar. Nordhaus e Tobin (1972) fizeram duras críticas a esta relação, enfatizando o papel do consumo como responsável, em última instância, pelo bem-estar. Desde então, observou-se crescimento nos estudos

*O presente trabalho foi realizado com apoio do CNPq – Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, Brasil.

†Mestre em Economia pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). Aluno de Doutorado em Economia pela EESP-FGV. Rua Cap. Sérvio Rodrigues Caldas, 457, Apto 151, São Paulo, SP, CEP 02244-040, Brasil. 0000-0002-4143-0707

‡Professor Associado da Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (USP/FEA-RP), Departamento de Economia; e CEPER/FUNDACE. Av. dos Bandeirantes, 3.900, Monte Alegre, Ribeirao Preto, SP, CEP 14040-905, Brasil. 0000-0002-4937-5669

thiagoplobo@gmail.com luciano.nakabashi@gmail.com



This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Recebido em 14 de fevereiro de 2019
Aceitação final em 31 de janeiro de 2020

voltados para a construção de métricas mais adequadas para mensurar o bem-estar em uma espécie de agenda denominada de "projeto de correção do PIB". Esse projeto gerou inúmeros tipos de indicadores que vão desde desdobramentos dos níveis de produção, que consideram aspectos como a sustentabilidade (Lawn, 2007), medidas de consumo e renda equivalente, em especial a disposição a pagar ou a receber por determinadas mudanças no ambiente econômico (Becker, Philipson, & Soares, 2005; Jones & Klenow, 2016), medidas de bem-estar subjetivo em que se avaliam questões relativas a satisfação pessoal e a felicidade (Kahneman & Krueger, 2006), e até indicadores sintéticos que são agrupamentos de diferentes dimensões, cada uma com peso específico, cujo principal representante é Índice de Desenvolvimento Humano (IDH).

Medidas de bem-estar são utilizadas para avaliar as condições econômicas das pessoas, políticas públicas e estabelecer metas que sejam socialmente desejáveis, tais como a redução da desigualdade, o aumento da expectativa de vida e da escolaridade, entre outros. Fleurbaey (2009) faz uma extensa revisão a respeito do tema, apontando as principais limitações, os pontos de complementariedade e de possíveis convergências entre as principais correntes teóricas que fundamentam os índices de bem-estar. É importante mencionar que o bem-estar sempre esteve presente na discussão econômica, mas ganhou notoriedade como um ramo da economia a partir do artigo seminal de Bergson (1938) com a introdução da função de bem-estar social.

Apesar da existência desta função ter sido categoricamente rejeitada, no que ficou conhecido como *Teorema da Impossibilidade de Arrow*,[1] essa abordagem continua sendo estudada como fazem Pollak (1981) e Zank (2007). Uma alternativa à função de bem-estar social consiste na utilização de um indivíduo capaz de representar toda sociedade, esse indivíduo é denominado de agente representativo. Carroll (2000) afirma que essa abordagem, atualmente, desempenha papel importante na microfundamentação dos resultados macroeconômicos. De todo modo, o uso do agente representativo não está livre de críticas, uma vez que é difícil de entender a sua real natureza, isto é, "se ele representa um indivíduo médio ou qualquer outra coisa" (Hartley, 1996). Além disso, subjacente ao agente representativo, encontra-se a hipótese de homogeneidade das preferências. Atualmente, há um debate sobre formas de se lidar com esta limitação, objetivando a agregação de preferências heterogêneas (Kaplan & Violante, 2018).

Além das formas da mensuração, faz-se necessário compreender quais fatores constituem o bem-estar, isto é, quais aspectos econômicos que as pessoas atribuem valor e tem potencial de gerar bem-estar. O candidato natural é o consumo, como mencionado anteriormente. Entretanto, Sen (1976) defende que a desigualdade de renda tem um papel central nesse debate. Estudos atuais corroboram para a

[1] Kenneth Arrow no livro *Social Choice and Individual Values* apud Rothenberg (1953).

importância da desigualdade no bem estar como em Gruen e Klasen (2008). Outras pesquisas aprofundam a discussão sobre a desigualdade ao avaliar a distribuição da "renda estendida", isto é, incorporam à renda monetária as atividades domésticas não ofertadas no mercado ("produção doméstica")[2] (Frazis & Stewart, 2011). Em particular, esse tipo de renda apresenta um quadro mais completo a respeito do nível de desigualdade, pois torna comparável a renda entre famílias mais pobres, que gastam parte do seu tempo com a produção doméstica, com a de famílias mais ricas, que contratam essas horas no mercado. Outros autores, como Becker et al. (2005), incorporam à renda os ganhos do aumento da expectativa de vida. Já Krueger e Perri (2006) e Attanasio e Pistaferri (2016) fazem uma distinção entre a desigualdade de renda e a desigualdade do consumo afirmando que não há, necessariamente, relação direta entre estes dois conceitos e que o impacto sobre o bem-estar também pode ocorrer de forma distinta.

Jones e Klenow (2016) juntam todos esses aspectos em uma medida de consumo equivalente, utilizando a abordagem do agente representativo. O ponto de partida consiste em uma economia que já se encontra em estado estacionário (equilíbrio). Adicionalmente, os microdados representam toda a população, servindo para o cômputo do "ajustamento demográfico".[3] Aspectos distributivos do consumo e do lazer afetam a utilidade na medida em que o agente tem preferência por suavização no fluxo destas variáveis ao longo da sua vida. Em outras palavras, o agente é avesso à mudanças bruscas no consumo e no lazer intertemporal. A renda utilizada é a soma da renda monetária e não monetária do domicílio. O lazer incorpora a definição de "produção doméstica". Esse é o modelo usado para medir o nível de bem-estar entre os estados brasileiros.

No Brasil, as pesquisas sobre o bem-estar aparecem, normalmente, relacionadas ao nível e à distribuição de renda — assunto bastante explorado na literatura econômica. São exemplos, nessa linha de pesquisa, os trabalhos de Mendonça e Barros (1995), Marinho, Soares, e Benegas (2004), Soares (2006), Figueiredo e Ziegelmann (2009a, 2009b), Medeiros e Souza (2014) e Oliveira e Jacinto (2015). Alguns autores ainda se valem de métodos computacionais para estimar o impacto de reformas e de políticas públicas na distribuição de renda e de bem-estar, como em Ferreira e Araújo (1999), Paes e Bugarin (2006) e Ferreira e Pereira (2008). Méndez e Waltenberg (2016), por sua vez, apresentam algumas evidências de que existe aversão à desigualdade em todos os estratos sociais. Isto torna a abordagem do agente representativo mais próxima da realidade, pois os diferentes estratos sociais apresentam a preferência pela suavização do consumo e do lazer. Em estudo recente, Araujo e Martinez (2019) utilizam um modelo de gerações sobrepostas para inferir ganho de bem-estar a partir de mudanças na longevidade e no nível de

[2] Os termos entre aspas referem-se à, respectivamente, *extended income* e *home production*.

[3] As variáveis ajustadas demograficamente estão formalmente definidas no Apêndice.

escolaridade. Esses autores desenvolveram uma medida de produtividade total dos fatores equivalente e os resultados indicam convergência de bem-estar das economias da América Latina com a economia americana.

Estudos sobre a relação do consumo e do bem-estar aparecem de forma menos frequente; ainda mais raro se considerado o nível do consumo e sua distribuição. Nessa linha encontra-se o trabalho de Carvalho e Siqueira (2013), que utilizam uma medida de consumo equivalente para avaliar como mudanças tributárias, que incidem sobre os bens de consumo, podem afetar o bem-estar. Afastando-se da questão distributiva, mas dentro do escopo dos determinantes do bem-estar brasileiro, tem-se a pesquisa de Motta, Perobelli, e Domingues (2017). Esses autores analisam como a expectativa de vida afeta o padrão de consumo das famílias, aumentando o consumo dos bens e serviços relacionados à saúde, e estimam a "disposição a receber" decorrente de eventuais mudanças nos preços desses itens. Contudo, esses autores não avaliam como o aumento da expectativa de vida, na prática, aumenta a demanda por todos os bens e serviços pelo simples aumento na quantidade de períodos em que o indivíduo pode consumir. Esse aumento do fluxo de consumo foi levantado por Becker et al. (2005) como justificativa do aumento do bem-estar associado a maior expectativa de vida.[4]

O Brasil apresenta algumas particularidades, em função do seu estágio de desenvolvimento econômico, que devem ser consideradas ao se analisar o bem-estar. A primeira delas é o impacto do trabalho infantil na composição da renda familiar. Esse assunto é explorado por Kassouf, Dorman, e Almeida (2005) que analisam os ganhos econômicos da eliminação dessa modalidade de trabalho. Suliano e Jesus Filho (2017), por sua vez, propuseram um indicador sintético de bem-estar infantil que visa avaliar as oportunidades das crianças e adolescentes. Os efeitos do trabalho infantil sobre o nível de bem-estar, são abordados na seção que trata a questão da robustez do indicador onde são atribuídos somente horas de lazer às crianças e jovens entre 1 e 20 anos.[5] A segunda particularidade da economia brasileira refere-se às transferências do governo para famílias, notadamente o Bolsa Família cujo programa se configura como um dos maiores do mundo e que se expandiu muito durante os anos de 2002 a 2008 (Loureiro & Holanda, 2013).

É possível encontrar estudos interessados na multidimensionalidade dos determinantes do bem-estar, como em Vidigal, Kassouf, e Vidigal (2017). Nesse artigo, os autores propõem um indicador sintético de bem-estar econômico que engloba as dimensões relacionadas ao "fluxo de consumo" (privado e público), "riqueza real" (capital humano, capital físico, pesquisa e desenvolvimento e déficit público), "equidade" (desigualdade e pobreza) e "seguridade econômica" (desemprego, riscos financeiros, de saúde e de violência). Entretanto, os indicadores sintéticos são alvos

[4] Aspecto levantado por Rosen (1988) via alterações no Valor Estatístico da Vida (VSL).

[5] Diferentemente de Jones e Klenow (2016), neste artigo considera-se as horas trabalhadas a partir dos 10 anos.

de críticas pela arbitrariedade dos pesos utilizados para cada componente e pela manipulação aritmética necessária para agrupar as diferentes dimensões do indicador, pois muitas variáveis são de natureza distintas, como no caso da expectativa de vida e da escolaridade (variáveis de estoque) e da renda (variável de fluxo), de maneira que esse agrupamento torna difícil a leitura e a compreensão dos resultados obtidos (Jannuzzi & Guimarães, 2004).

Tendo em vista esses aspectos, o presente artigo investiga a mudança no grau de bem-estar (relativo) dos estados brasileiros, em relação ao PIB per capita, ao se utilizar o indicador desenvolvido por Jones e Klenow (2016). Adicionalmente, faz-se uma análise de robustez desse indicador. De maneira geral, os resultados indicam que os estados estão relativamente piores em termos de bem-estar, pois a distância em relação ao estado de São Paulo é maior nesse indicador do que em relação à renda; exceção feita ao Espírito Santo e Rio Grande do Norte, devido à diferença na expectativa de vida. Rio de Janeiro e Santa Catarina perdem algumas posições no ranking de bem-estar, devido, respectivamente, à expectativa de vida e ao *share* de consumo. O segundo estado, em termos de bem-estar, é o Espírito Santo com um nível equivalente a 4/5 ao de São Paulo e a última colocação pertence ao Piauí com 1/6. Note que a dispersão do indicador de bem-estar é superior ao da renda, pois o Piauí (último colocado em termos de renda) possui PIB per capita equivalente a 1/5 ao de São Paulo. Em todos os casos, a expectativa de vida é o principal componente que reduz o bem-estar.

Além desta introdução, o artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2.1 apresenta, em linhas gerais, o modelo; na seção 2.2 são apresentadas as bases de dados e as principais variáveis utilizadas; os resultados são discutidos na seção 3; a seção 4 é reservada para a avaliação de robustez do indicador; a seção 5 traz algumas considerações finais.[6]

## 2. Metodologia

### 2.1 O modelo

O modelo assume a existência de um único agente representativo em cada região pré-determinada. Esse agente conta com um conjunto de preferências que pode ser representado por uma função utilidade. Além disso, o agente está sujeito (e desconhece) às condições econômicas da localidade em que ele se encontra. Existe incerteza no modelo uma vez que o agente "não sabe se ele será rico ou pobre, irá trabalhar mais ou terá mais horas de lazer, ou ainda, se terá uma vida plena ou sofrerá de alguma doença precoce" (Jones & Klenow, 2016), pois existe uma distribuição

[6]Informações complementares a respeito das bases de dados, dos parâmetros usados no modelo e as demonstrações para obtenção da solução analítica encontram-se no Apêndice.

de probabilidades para cada um desses estados da natureza. Sob essas condições a utilidade intertemporal é representada pela equação

$$U_i = \mathbb{E} \sum_{a=1}^{100} \beta^{ai} u\left(C_{ai}, \ell_{ai}\right) S_i(a)\,, \tag{1}$$

onde $U$ representa a utilidade intertemporal, $i$ designa a localidade do agente representativo, $\mathbb{E}$ o operador esperança, $u$ a utilidade instantânea, $\beta \in (0,1)$ o fator de desconto intertemporal, $C$ o consumo do agente (público e privado), $\ell$ o tempo dedicado ao lazer, e $S(a)$ a probabilidade de sobrevivência do agente na idade $a \in [1;100]$. Suponha que o consumo cresça a uma taxa constante $g$, logo $c_a = ce^{ag}$ é o consumo do agente representativo em uma determinada idade $a$ e $c$ representa um consumo em um ano base qualquer.

Em cada localidade $i$ há apenas um agente representativo, sendo que o agente de uma dessas localidades será usado como referência. Eles possuem as mesmas preferências e, portanto, as mesmas funções de utilidade intertemporal e instantânea, parâmetros de desconto intertemporal e todos os demais aspectos que compõem a função de utilidade (exceto os valores observados de consumo, lazer e taxa de sobrevivência). Além disso, o modelo pressupõe a separabilidade aditiva[7] entre os termos de consumo e lazer, sendo dada pela equação

$$u(C, \ell) = \bar{u} + log(C) - \frac{\theta\epsilon}{1+\epsilon}(1-\ell)^{\frac{1+\epsilon}{\epsilon}}, \tag{2}$$

onde o termo $\bar{u}$ representa o intercepto do fluxo de utilidade do agente ao longo da vida, cujo montante refere-se ao "valor monetário da vida remanescente" de um indivíduo médio com 40 anos residente na localidade referência; $(1-\ell)$ representa a oferta de trabalho; $\theta$ o peso dado a desutilidade do trabalho; $\epsilon$ a elasticidade da oferta de trabalho (elasticidade de Frisch), isto é, a elasticidade das horas trabalhadas em relação ao salário. A estimativa do $\bar{u}$ é obtida a partir do Valor Estatístico da Vida (VSL, na sigla em inglês). O VSL representa a disposição a pagar das pessoas por uma redução do risco de morte, de acordo com a definição apresentada por Ortiz, Markandya, e Hunt (2009).

A partir da utilidade intertemporal é possível mensurar o nível de bem-estar por meio do indicador de consumo equivalente. Para isso, basta introduzir o termo $\lambda$ ao consumo de cada período. Esse parâmetro deve ser ajustado até que o agente representativo usufrua da mesma utilidade entre viver em duas localidades quaisquer. A equação (3) apresenta a forma funcional da utilidade intertemporal do estado de São Paulo, usado como referência, com a introdução do termo $\lambda$ no consumo e a

[7] É possível relaxar essa hipótese utilizando uma forma funcional da utilidade mais geral, caso as informações de consumo e lazer fossem coletadas na mesma pesquisa o que, na prática, não ocorre no Brasil.

equação (4) representa a condição sob a qual o agente se torna indiferente entre viver no referido estado ou em qualquer outro ente federativo denotado por *i*:

$$u_{\text{SP}}\left(\lambda_i\right) = \mathbb{E}\sum_{a=1}^{100} \beta^a u\left(\lambda_i C_{a\text{SP}}, \ell_{a\text{SP}}\right) S_{\text{SP}}(a)\,, \tag{3}$$

$$u_{\text{SP}}\left(\lambda_i\right) = u_i(1)\,. \tag{4}$$

Vale notar que o lado esquerdo da equação (4) representa a utilidade do agente na localidade de referência SP ajustado ao fator $\lambda_i$, isto é, ajusta-se a utilidade de se viver no estado de São Paulo via alteração do consumo até que ela se iguale a de um outro estado qualquer. Quando essa igualdade é atingida, o agente representativo torna-se indiferente entre viver em qualquer um desses locais. O parâmetro $\lambda$ é a essência do indicador de bem-estar e, por meio dele, será possível avaliar níveis equivalentes de consumo em localidades diferentes, ou seja, $\lambda$ é a medida de consumo equivalente.

Por exemplo, suponha que os paulistas e os paranaenses possuam os mesmos níveis de consumo e de horas de lazer. A única diferença entre os estados é a taxa de sobrevivência. Suponha que no Paraná (PR) as pessoas vivam menos que no estado de São Paulo (SP). Logo, a partir da equação (3), tem-se que a utilidade do agente representativo paulistano é maior que a do paranaense. Portanto, existe um $\lambda_{\text{PR}} \leq 1$ tal que o agente representativo paulistano é indiferente entre viver no seu estado de origem ou no PR atendendo a condição de equivalência determinada por $u_{\text{SP}}(\lambda_{\text{PR}}) = u_{\text{PR}}(1)$.

Com base na condição de equivalência definida pela equação (4) e na hipótese de utilidade separável, é possível estabelecer uma solução analítica ("forma fechada") para o indicador de bem-estar trazendo os componentes de expectativa de vida, consumo e lazer separadamente tal como apresentado na equação a seguir:[8]

$$\begin{aligned}
\log\frac{\lambda_i}{\bar{y}_i} = &\sum_a \Delta s_a^i u_a^i && \text{Expectativa de vida}\\
&+ \log\frac{\bar{c}_i}{y_i} - \log\frac{\bar{c}_{\text{SP}}}{y_{\text{SP}}} && \textit{Share} \text{ do consumo}\\
&+ v\left(\bar{\ell}_i\right) - v\left(\bar{\ell}_{\text{SP}}\right) && \text{Lazer}\\
&+ \mathbb{E}\log c_i - \log\bar{c}_i - \left(\mathbb{E}\log c_{\text{SP}} - \log\bar{c}_{\text{SP}}\right) && \text{Desigualdade intertemporal no consumo}\\
&+ \mathbb{E}\, v\left(\ell_i\right) - v\left(\bar{\ell}_i\right) - \left(\mathbb{E}\, v\left(\ell_{\text{SP}}\right) - v\left(\bar{\ell}_{\text{SP}}\right)\right). && \text{Desigualdade intertemporal no lazer}
\end{aligned} \tag{5}$$

Como é possível observar na equação (5), o indicador de consumo equivalente é composto por cinco componentes: i) expectativa de vida; ii) *share* do consumo;

[8] As etapas para obtenção da solução analítica estão no Apêndice.

iii) lazer; iv) desigualdade intertemporal do consumo; v) desigualdade intertemporal do lazer. Vale notar que todos esses termos são relativos a uma localidade de referência de maneira que deve-se interpretar cada um dos componentes como a "diferença" (ou a proporção), respectivamente, entre o tempo de vida, consumo e desutilidade do trabalho em relação ao estado de São Paulo. De agora em diante, utiliza-se o termo bem-estar para designar a medida de consumo equivalente representada pelo $\lambda$.

Em linhas gerais, o aumento da expectativa de vida eleva o número de períodos nos quais o indivíduo desfruta de consumo e lazer. Já o termo referente ao *share* aponta quanto da renda se transforma em consumo e, portanto, em utilidade. O componente do lazer, por sua vez, advém da desutilidade do trabalho e é computado indiretamente pela função $v(\ell)$. É importante destacar que os termos de desigualdade no consumo e lazer medem a dispersão dessas variáveis ao longo da vida do agente representativo. Diferentemente das medidas tradicionais de desigualdade, que avaliam a distribuição de uma variável entre os indivíduos nas distintas faixas etárias, a desigualdade no presente trabalho é uma medida "intertemporal". Logo, oscilações no nível de consumo ou de lazer ao longo da vida geram impacto negativo no bem-estar do agente representativo, uma vez que esse tem preferência por suavização na trajetória de consumo (ou lazer). A partir de agora será utilizado o termo desigualdade para referir-se à "desigualdade intertemporal".

## 2.2 Base de dados

Os microdados utilizados no estudo são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) e a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Da primeira pesquisa são extraídas as horas de lazer calculadas a partir da diferença do total de horas anuais e as horas de trabalho declaradas dos entrevistados[9] descontando 8 horas diárias de sono.[10] Da segunda pesquisa, obtém-se o consumo individual por meio da média simples do consumo domiciliar. Isto é, divide-se o consumo domiciliar total pelo número de integrantes. A construção da cesta de consumo seguiu a mesma estrutura utilizada por Jones e Klenow (2016), assim como no modelo principal ("caso base") foram utilizados os mesmos valores dos parâmetros estruturais da economia.[11] O ano base da presente pesquisa limitou-se a 2008, pois trata-se do último ano disponível da POF que estava previsto para 2014, mas foi adiada para 2019 por questões orçamentárias.

[9] Horas declaradas de trabalho nas atividades principal, secundária e, eventualmente, terciária.

[10] Em cidades como São Paulo e Rio de Janeiro parte importante das horas contabilizadas como lazer são usadas no deslocamento ao trabalho (provável fonte de desutilidade) o que pode gerar uma medida de bem-estar maior que aquela percebida pelos agentes visto que esse tempo é computado como lazer. Esse aspecto é um ponto importante para ser considerado em estudos futuros.

[11] Os parâmetros estruturais e as metodologias de atribuição de consumo são apresentação na seção 4.

A taxa de sobrevivência foi obtida por meio de duas interpolações dos dados extraídos da Tábua de Mortalidade do IBGE, sendo a primeira interpolação "intra ano" para estimar as taxas de sobrevivência para cada idade. A segunda interpolação foi feita "entre anos" para se obter as taxa de sobrevivência do ano de 2008, pois a POF e a Tábua de Mortalidade são calculadas em anos distintos. Outras informações, como PIB, população e transferências do governos em nível estadual, foram obtidas do Instituto de Pesquisa de Economia Aplicada (IPEA).[12]

## 3. Resultados

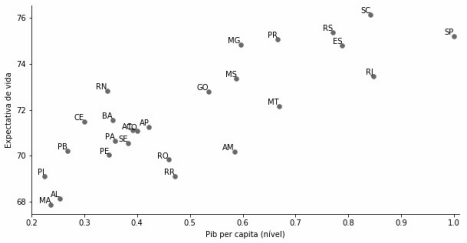
Em 2008, a expectativa de vida ao nascer dos brasileiros era de 72,6 anos, com desvio-padrão de 2,4 anos. A menor expectativa de vida pertencia ao Maranhão (MA), com 68,7 anos, enquanto a maior pertencia a Santa Catarina (SC), com 76,8 anos. A Figura 1(a) indica que há uma correlação positiva entre renda e expectativa de vida, porém essa correlação assume dois comportamentos distintos (inclinações) para estados mais pobres e para os estados mais ricos.[13] A participação do consumo na renda (*share*), utilizando a renda total, que considera o consumo anual de alimentos, utensílios domésticos, aluguel e todos os demais itens que compõe a cesta de consumo das famílias[14] é apresentada na Figura 1(b). É possível observar que os estados mais pobres consomem, em média, uma parcela maior da renda em relação aos estados mais ricos. Este aspecto fica ainda mais evidente ao se considerar somente a renda monetária, como apresentado na Figura 1(c). A média das horas trabalhadas por estado é apresentado na Figura 1(d) sendo que a média e o desvio-padrão, considerando todos os estados, é de 934 horas e 69 horas, respectivamente. A expectativa de vida e o *share* do consumo afetam positivamente o bem-estar do agente representativo, enquanto as horas trabalhadas, negativamente (desutilidade do trabalho).

A Figura 1(e) apresenta a desigualdade intertemporal do consumo para cada um dos estados. Diferentemente do observado nas figuras anteriores, pode-se constatar que os estados mais ricos, isto é, com renda superior a 0,5 em relação a do estado de São Paulo, tendem a ser mais desiguais em relação ao estado de São Paulo (SP). Entretanto, essa desigualdade é, razoavelmente, a mesma entre eles já que a dispersão é menor quando comparada com o grupo de estados mais pobres. Em relação a desigualdade intertemporal do lazer, é possível observar na Figura 1(f) que as magnitudes dos valores do desvio-padrão são relativamente menores nessa variável

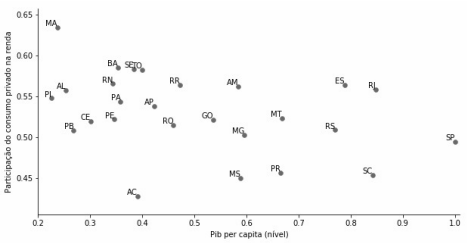
[12] Ver Tabela A-1 no Apêndice para mais detalhes sobre as bases de dados utilizadas.

[13] Estados com renda inferior 1/2 em relação estado de São Paulo (SP) foram considerados como pobres.

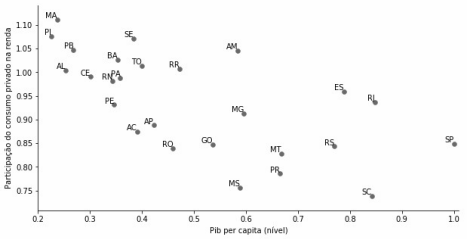
[14] Exceto os gastos com aquisição de imóvel e compra de veículos de transporte que foram desconsiderados.



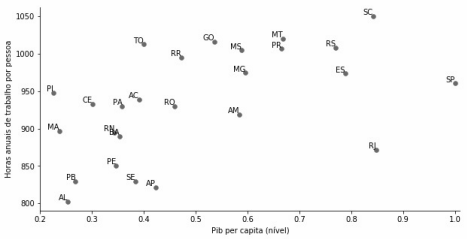

**(a)** Expectativa de vida



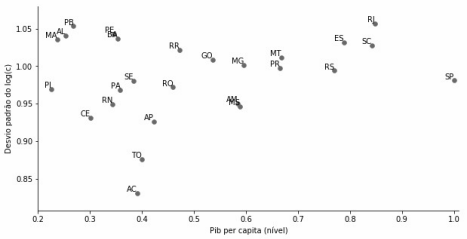

**(b)** *Share* do consumo privado (renda total)



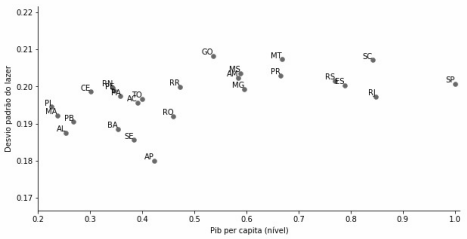

**(c)** *Share* do consumo privado (renda monetária)



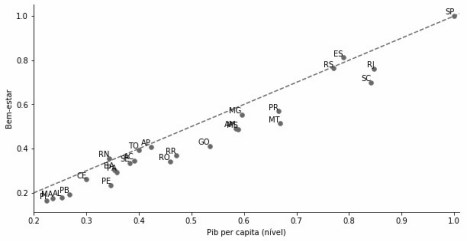

**(d)** Horas anuais de trabalho



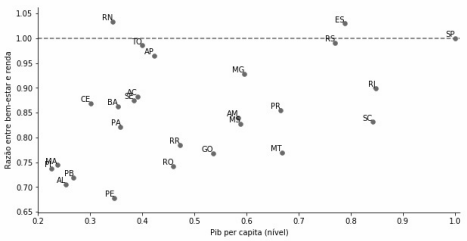

**(e)** Desigualdade intertemporal do consumo




**(f)** Desigualdade intertemporal do lazer




**(g)** Nível de bem-estar




**(h)** Razão entre renda e bem-estar

*Nota:* Distrito Federal (DF) foi excluído das figuras.
*Fonte:* Elaboração própria para o ano de 2008, com os dados do IBGE e do IPEA.

**Figura 1.** Componentes do bem-estar.

e que a "distribuição" da desigualdade intertemporal entre os estados não é tão grande quanto aquela observada no consumo. Vale ressaltar que a desigualdade intertemporal afeta negativamente o bem-estar do agente representativo uma vez que esse tem preferência pela suavização do fluxo de consumo e de lazer ao longo de sua vida.

Os componentes do bem-estar discutidos nos dois últimos parágrafos dão suporte aos resultados apresentados nas figuras 1(g) e 1(h). A partir da primeira figura, pode-se concluir que os estados estão relativamente piores em termos de bem-estar do que seria observado pelo nível de renda (em relação ao estado de São Paulo), pois todos estão abaixo da linha pontilhada que representa a situação em que o nível de renda e de bem-estar são equivalentes — exceção feita aos estados do Rio Grande do Norte (RN) e Espírito Santo (ES). Esse aspecto fica mais claro na segunda figura onde se apresenta a razão renda e bem-estar, pois é possível verificar a magnitude dessa piora relativa do bem-estar, como, por exemplo, em Pernambuco (PE), onde o bem-estar equivale a 70% do representado pelo PIB per capita. De maneira geral, a expectativa é o principal redutor do bem-estar seguido pela desigualdade intertemporal do consumo como se pode observar pela decomposição do bem-estar apresentada na Tabela 1.

Note ainda, nessa mesma tabela, que os estados do Espírito Santo (ES) e Rio Grande Norte (RN) são os únicos em que o PIB per capita subestima o bem-estar, isto é, o agente representativo vive melhor nesses estados do que a renda parece indicar. Entretanto, somente no ES a melhora do bem-estar é suficientemente importante para alterar a posição relativa em termos de bem-estar, já que, pela ótica da renda, o estado ocupa a quinta posição, mas pela ótica do bem-estar, o estado ocupa a terceira posição. Esse fato é particularmente importante, pois o ES ultrapassa estados mais ricos como Rio de Janeiro (RJ) e Santa Catarina (SC). No ES, a diferença entre o PIB per capita e o indicador de bem-estar é de, aproximadamente, 2,9%, sendo que o *share* de consumo é o componente com a maior contribuição positiva (aproximadamente, +22,3%) e a desigualdade do consumo a maior contribuição negativa (aproximadamente, −14,3%). Note que, dentre os estados mais ricos, o impacto negativo da expectativa de vida no ES é relativamente baixo, representando uma queda de bem-estar de, aproximadamente, 4,3%.

No caso dos estados mais pobres, como Alagoas (AL), Maranhão (MA) e Piauí (PI), a expectativa de vida chega a ser responsável por uma queda de 50% a 60% em relação ao bem-estar medido pelo PIB per capita. Nesses estados, o *share* do consumo e o lazer contribuem positivamente para o indicador, mas a desigualdade do consumo, por outro lado, afeta o bem-estar negativamente (exceto no PI onde a desigualdade do consumo afeta positivamente). Esse aspecto descreve, de maneira razoavelmente adequada, a situação de todos os estados com faixa de renda inferior a 0,5 do estado de referência. Em linhas gerais, para todos os estados, o lazer e a sua desigualdade exercem um papel secundário na determinação do bem-estar,

**Tabela 1.** Decomposição bem-estar ($\lambda_{\text{nível}}$).

| | | | | Decomposição | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| UF | $\lambda$ | $\tilde{y}$ | $log\left(\frac{\lambda}{\tilde{y}}\right)$ | Expect. Vida | $C\backslash Y$ | Lazer | Des. cons. | Des. lazer |
| DF | 166,2 | 190,3 | −0,136 | 0,044 | −0,035 | 0,030 | −0,195 | 0,020 |
| SP | 100,0 | 100,0 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| ES | 81,2 | 78,9 | 0,029 | −0,047 | 0,223 | −0,005 | −0,143 | 0,001 |
| RS | 76,3 | 77,0 | −0,010 | 0,016 | −0,006 | −0,020 | 0,002 | −0,002 |
| RJ | 76,2 | 84,8 | −0,106 | −0,157 | 0,124 | 0,034 | −0,117 | 0,010 |
| SC | 70,0 | 84,2 | −0,185 | 0,078 | −0,177 | −0,038 | −0,030 | −0,019 |
| PR | 56,9 | 66,5 | −0,156 | −0,013 | −0,089 | −0,019 | −0,029 | −0,006 |
| MG | 55,3 | 59,6 | −0,075 | −0,039 | 0,015 | −0,006 | −0,048 | 0,004 |
| MT | 51,4 | 66,8 | −0,263 | −0,267 | 0,082 | −0,025 | −0,034 | −0,019 |
| AM | 49,1 | 58,5 | −0,175 | −0,444 | 0,199 | 0,016 | 0,058 | −0,004 |
| MS | 48,7 | 58,8 | −0,189 | −0,161 | −0,025 | −0,018 | 0,023 | −0,008 |
| GO | 41,1 | 53,5 | −0,265 | −0,205 | 0,043 | −0,023 | −0,059 | −0,022 |
| AP | 40,8 | 42,3 | −0,035 | −0,348 | 0,115 | 0,051 | 0,091 | 0,056 |
| TO | 39,4 | 40,0 | −0,016 | −0,352 | 0,240 | −0,021 | 0,106 | 0,012 |
| RR | 37,0 | 47,2 | −0,243 | −0,511 | 0,334 | −0,014 | −0,055 | 0,002 |
| RN | 35,5 | 34,4 | 0,034 | −0,207 | 0,163 | 0,025 | 0,050 | 0,003 |
| AC | 34,5 | 39,1 | −0,126 | −0,348 | 0,052 | 0,009 | 0,147 | 0,014 |
| RO | 34,1 | 46,0 | −0,297 | −0,448 | 0,113 | 0,012 | 0,001 | 0,025 |
| SE | 33,5 | 38,3 | −0,133 | −0,392 | 0,173 | 0,049 | −0,004 | 0,042 |
| BA | 30,5 | 35,3 | −0,147 | −0,310 | 0,153 | 0,027 | −0,051 | 0,034 |
| PA | 29,4 | 35,8 | −0,196 | −0,375 | 0,143 | 0,012 | 0,014 | 0,010 |
| CE | 26,1 | 30,0 | −0,139 | −0,301 | 0,082 | 0,011 | 0,063 | 0,006 |
| PE | 23,5 | 34,6 | −0,390 | −0,414 | 0,101 | 0,041 | −0,123 | 0,005 |
| PB | 19,3 | 26,8 | −0,327 | −0,396 | 0,073 | 0,049 | −0,080 | 0,028 |
| AL | 17,9 | 25,4 | −0,347 | −0,569 | 0,199 | 0,058 | −0,071 | 0,037 |
| MA | 17,6 | 23,6 | −0,296 | −0,585 | 0,315 | 0,024 | −0,074 | 0,024 |
| PI | 16,6 | 22,5 | −0,303 | −0,464 | 0,118 | 0,005 | 0,021 | 0,017 |

*Fonte:* Elaboração própria para o ano de 2008, a partir dos dados do IBGE e do IPEA.

*Nota:* Os estados (incluindo Distrito Federal) estão ordenados do maior para o menor indicador de bem-estar. A unidade de medida para as variações é dada pelo log das diferenças percentuais ("log pontos percentuais"). Para analisar como variação percentual é preciso fazer a operação inversa do logaritmo neperiano, como, por exemplo, $\Delta\%_{\text{lazer}} = e^{\text{Lazer}}$. A soma dos determinantes é igual a variação expressa por $\log(\lambda/\tilde{y})$.

podendo influenciar de maneira positiva ou negativa o indicador a depender do estado analisado.

Outro aspecto importante, a correlação simples entre a renda e o bem-estar, para os estados brasileiros, foi de $\rho = 0{,}977$. Este resultado está linha com o obtido por Jones e Klenow (2016) para os países. A alta correlação foi mantida ao se analisar o ranking dos estados. Para isto utilizou-se o método de correlação de Spearman. Neste caso, obteve-se um $\rho = 0{,}970$ e estatística de teste que rejeita a hipótese nula de não correlação dos rankings a 5% no nível de significância. Portanto, o nível de renda por pessoa está bastante correlacionado com o nível de bem-estar, ou seja, o PIB per capita é, de fato, uma boa *proxy* para se medir o bem-estar em nível estadual. Entretanto, existem diferenças importantes como a mudança da posição relativa dos estados do Espírito Santo (ES), Rio de Janeiro (RJ), Santa Catarina (SC) e Rio Grande do Sul (RS). Além disso, o indicador permite a decomposição do bem-estar em componentes que podem auxiliar no desenvolvimento de políticas públicas e/ou reformas econômicas que visem aumentar o bem-estar.

## 4. Robustez

Os resultados foram submetidos à avaliação de robustez em duas etapas. Na primeira etapa, os valores dos parâmetros estruturais do modelo foram substituídos por valores encontrados na literatura acadêmica nacional. Os novos parâmetros referem-se à impaciência do agente representativo ($\beta$), à elasticidade de Frisch ($\epsilon$), ao crescimento do consumo ($g$) e ao valor estatístico da vida (VSL), como mostra a Tabela A-2 do Apêndice. Na segunda etapa, são alteradas as formas de atribuição do consumo individual (da média simples para o método de equivalência proposto pela OCDE[15]), a renda utilizada para o cômputo do *share* do consumo (da renda total para a renda monetária somente) e na quantidade de lazer dos jovens,[16] totalizando 16 cenários, conforme apresentado na A-1 do Apêndice. Os cenários referentes à atribuição de consumo individual e das horas de lazer estão no artigo de Jones e Klenow (2016), enquanto a questão da renda utilizada para compor o *share* constitui uma contribuição dos autores deste artigo.

Em relação à robustez dos resultados às mudanças nos parâmetros estruturais, é possível depreender, a partir da Tabela 2, que somente o VSL é capaz de alterar de maneira consistente a posição relativa de bem-estar entre os estados. Isso acontece porque as alterações promovidas por esse parâmetro superam, em muitos casos, a

[15] Esse método consiste na equação $C_i = C_d/\sqrt{n}$, onde $i$ refere-se a um indivíduo qualquer pertencente ao domicílio, $C_d$ refere-se ao consumo domiciliar total, e $n$ à quantidade de indivíduos no domicílio em questão.

[16] O lazer das crianças e jovens entre 1 e 20 anos são analisados sob 3 perspectivas: i) crianças e jovens não trabalham (100% das horas de lazer); ii) crianças e jovens usufruem do lazer médio dos adultos entre 25 e 55 anos; iii) crianças e jovens usufruem do lazer médio entre os cenários (i) e (ii).

diferença em nível do bem-estar entre os estados. Por exemplo, no Rio de Janeiro (RJ) tem-se $\Delta_{\text{VSL}} = 10$ de maneira que o bem-estar, neste novo cenário, torna-se $\lambda^{\text{RJ}} = 86{,}2$. Este novo nível de bem-estar faz com que o RJ ultrapasse os estados do Rio Grande do Sul (RS) e Espírito Santo (ES). Há uma questão econômica por trás desse aspecto que se reflete no indicador. O novo valor do VSL é substancialmente menor que o original; isso implica que as pessoas atribuem valor menor à vida. Dessa forma, a diferença de expectativa de vida com relação ao estado de São Paulo (SP) passa a ser menos relevante na determinação do bem-estar, o que garantiria melhora significativa em termos de bem-estar para os estados com menores índices de expectativa de vida. O caso mais emblemático dessa situação ocorre no estado do Amazonas onde $\Delta_{\text{VSL}} = 21{,}2$.

Os demais parâmetros apresentam alterações relevantes de forma isolada, como é o caso do bem-estar do Distrito Federal (DF), quando alterado o fator de impaciência do agente representativo (denotado por $\Delta_\beta$). No caso da diminuição da elasticidade de Frisch ($\Delta_\epsilon$), tem-se a redução da desutilidade do trabalho. Neste quesito, o estado de Santa Catarina (SC) é um dos mais beneficiados por apresentar a maior média de horas trabalhadas no ano (ver Figura 1(d)). Já o cenário $\Delta_C$, no qual o consumo cresce a uma taxa em linha com o crescimento do produto, tem potencial de gerar um fluxo de utilidade maior aos estados com maior *share* de consumo e de penalizar o bem-estar em estados com maiores níveis de desigualdade "intertemporal" do consumo. Destaque para o Amazonas (AM) onde essa alteração gerou um $\Delta_C^{\text{AM}} = 18{,}6$.

Os resultados da análise de robustez, em nível, referente aos 16 cenários mencionados anteriormente, pode ser observada na Tabela 3. Neste caso, todos os cenários indicam que a distância entre o resultado modelo principal ("caso base") e a média de cada estado é superior a $1\sigma_{\text{MAD}}$ para 14 estados:[17] Minas Gerais (MG), Amazonas (AM), Roraima (RR), Acre (AC), Sergipe (SE), Bahia (BA), Pará (PA), Ceará (CE), Pernambuco (PE), Alagoas (AL), Maranhão (MA), Piauí (PI), Paraíba (PB) e Tocantins (TO). É importante notar que, apesar da quantidade de estados com um $\sigma_{\text{MAD}} > 1$, tem-se que a grande parte desta variância foi introduzida pelos cenários que consideram somente a "Renda Monetária" que são representados pelas notações $R_4$ a $R_7$ e $R_{12}$ a $R_{15}$. Esta afirmação pode ser verificada ao se analisar a diferença absoluta entre os indicadores de bem-estar de cada cenário com o "caso base", definida pela equação $s_i = \sum_{\text{UF}} |\lambda_{R_i}^{\text{UF}} - \lambda_{R_0}^{\text{UF}}|$ para $i \neq 0$, e apresentada na última linha da Tabela 3. Ou seja, $s_i$ mede a soma dos valores absolutos da distância do bem-estar entre um determinado cenário e o "caso base". Por exemplo, no cenário $R_4$ obtém-se $s_{R_4} = 132{,}4$ que é bem superior a todos os cenários que consideram a renda total, dos quais a maior diferença ocorre no cenário $R_{10}$ onde $s_{R_{10}} = 20{,}5$.

[17] Para a caracterização da dispersão, utilizou-se o desvio absoluto médio (MAD, na sigla em inglês), pois, em comparação com o desvio padrão, o MAD tem a vantagem de ser mais robusto na presença de *outliers* já que a distância em relação à média não é elevada ao quadrado.

**Tabela 2.** Robustez nos parâmetros estruturais ($\lambda_{nivel}$).

| UF | Caso Base | $\lambda_{\text{médio}}$ | $Gap$ | $\Delta_\beta$ | $\Delta_\epsilon$ | $\Delta_C$ | $\Delta_{\text{VSL}}$ | $\Delta_{\text{Brasil}}$ | $\Delta_{\lambda_{\text{médio}}}$ | $\sigma_{\text{MAD}}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| DF | 166,2 | 159,1 | −66,2 | −18,5 | −10,0 | −3,1 | −4,5 | −6,3 | −7,07 | 5,11 |
| SP | 100,0 | 100,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,00 | 0,00 |
| ES | 81,2 | 82,8 | −18,8 | −3,0 | −0,1 | 3,9 | 3,7 | 5,2 | 1,62 | 2,97 |
| RS | 76,3 | 76,0 | −4,9 | 1,3 | 1,5 | −1,1 | −1,1 | −2,2 | −0,27 | 1,63 |
| RJ | 76,2 | 81,4 | −0,1 | 0,1 | −2,9 | 8,8 | 10,0 | 15,5 | 5,25 | 7,41 |
| SC | 70,0 | 68,0 | −6,2 | 0,1 | 3,5 | −3,7 | −4,3 | −7,4 | −1,97 | 3,26 |
| PR | 56,9 | 57,6 | −13,1 | 0,9 | 1,3 | 0,6 | 0,6 | 0,7 | 0,68 | 0,22 |
| MG | 55,3 | 56,3 | −1,6 | −1,3 | 0,0 | 2,2 | 2,1 | 3,1 | 1,02 | 1,63 |
| MT | 51,4 | 59,0 | −3,9 | 2,5 | 2,0 | 11,4 | 12,8 | 16,8 | 7,58 | 8,01 |
| AM | 49,1 | 61,3 | −2,3 | 2,7 | −0,6 | 18,6 | 21,2 | 31,2 | 12,18 | 15,72 |
| MS | 48,7 | 53,1 | −0,4 | 1,3 | 1,1 | 6,6 | 7,2 | 10,1 | 4,38 | 4,52 |
| GO | 41,1 | 45,6 | −7,6 | 1,0 | 1,6 | 7,1 | 7,9 | 9,1 | 4,45 | 5,11 |
| AP | 40,8 | 48,6 | −0,3 | −0,8 | −3,6 | 13,0 | 14,3 | 23,9 | 7,80 | 11,19 |
| TO | 39,4 | 47,4 | −1,4 | 2,6 | 0,4 | 12,2 | 13,7 | 19,0 | 7,98 | 9,86 |
| RR | 37,0 | 47,9 | −2,4 | 5,4 | 0,6 | 16,1 | 19,0 | 24,5 | 10,93 | 13,64 |
| RN | 35,5 | 39,5 | −1,5 | −1,4 | −1,0 | 6,9 | 7,3 | 12,2 | 4,00 | 6,15 |
| AC | 34,5 | 41,4 | −1,0 | 0,8 | −0,8 | 10,9 | 12,2 | 18,2 | 6,88 | 9,04 |
| RO | 34,1 | 42,8 | −0,4 | 2,6 | −0,9 | 13,5 | 15,6 | 21,3 | 8,68 | 11,56 |
| SE | 33,5 | 40,8 | −0,6 | 0,3 | −2,4 | 11,9 | 13,5 | 20,5 | 7,30 | 10,01 |
| BA | 30,5 | 35,4 | −3,0 | −1,4 | −1,6 | 9,0 | 9,8 | 13,9 | 4,95 | 8,30 |
| PA | 29,4 | 35,7 | −1,1 | 1,2 | −0,5 | 10,0 | 11,4 | 15,8 | 6,32 | 8,45 |
| CE | 26,1 | 30,7 | −3,3 | 0,5 | −0,4 | 7,4 | 8,2 | 11,7 | 4,57 | 6,08 |
| PE | 23,5 | 29,1 | −2,6 | 0,3 | −1,0 | 9,1 | 10,4 | 14,6 | 5,57 | 7,71 |
| PB | 19,3 | 23,5 | −4,2 | −1,0 | −1,2 | 7,7 | 8,6 | 11,4 | 4,25 | 7,12 |
| AL | 17,9 | 24,3 | −1,4 | −0,9 | −1,3 | 11,0 | 12,3 | 17,5 | 6,43 | 9,79 |
| MA | 17,6 | 24,0 | −0,3 | 0,0 | −0,7 | 10,9 | 12,4 | 15,9 | 6,42 | 8,60 |
| PI | 16,6 | 21,5 | 1,0 | 1,2 | −0,3 | 7,6 | 8,8 | 12,0 | 4,88 | 6,52 |

*Fonte:* Elaboração própria para o ano de 2008, a partir dos dados do IBGE e do IPEA.

*Nota:* Os resultados estão ordenados do maior para menor nível de bem-estar. $Gap$ representa a variação necessária do bem-estar para que o estado alcance a próxima posição no ranking. As demais colunas podem ser representadas por $\Delta_i = \lambda_i - \lambda_{\text{Caso Base}}$ onde $i = \{\beta, \epsilon, C, \text{VSL}, \text{Médio}, \text{Brasil}\}$ representam os parâmetros que foram alterados de forma individual, exceto "Brasil" que representa o uso de todos os novos valores ao mesmo tempo; $\sigma_{\text{MAD}}$ representa o desvio absoluto médio.

**Tabela 3.** Robustez no consumo, renda e lazer ($\lambda_{\text{nível}}$).

| UF | $\lambda_{R_0}$ | $\lambda_{\min}$ | $\lambda_{\max}$ | $\lambda_{\text{médio}}$ | $\sigma_{\text{MAD}}$ | $\lambda_{R1}$ | $\lambda_{R2}$ | $\lambda_{R3}$ | $\lambda_{R4}$ | $\lambda_{R5}$ | $\lambda_{R6}$ | $\lambda_{R7}$ | $\lambda_{R8}$ | $\lambda_{R9}$ | $\lambda_{R10}$ | $\lambda_{R11}$ | $\lambda_{R12}$ | $\lambda_{R13}$ | $\lambda_{R14}$ | $\lambda_{R15}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| DF | 166,2 | 157,6 | 171,1 | 164,0 | 3,85 | 163,7 | 167,3 | 164,6 | 160,0 | 157,6 | 161,1 | 158,5 | 170,0 | 167,5 | 171,1 | 168,4 | 163,5 | 161,1 | 164,6 | 161,9 |
| SP | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 0,00 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| ES | 81,2 | 79,2 | 81,5 | 80,3 | 0,89 | 80,9 | 81,5 | 81,1 | 79,4 | 79,2 | 79,7 | 79,3 | 81,1 | 80,9 | 81,4 | 81,0 | 79,5 | 79,3 | 79,8 | 79,4 |
| RS | 76,3 | 72,6 | 77,0 | 74,8 | 2,08 | 76,5 | 75,6 | 76,3 | 73,3 | 73,5 | 72,6 | 73,3 | 76,8 | 77,0 | 76,1 | 76,7 | 73,8 | 74,0 | 73,1 | 73,8 |
| RJ | 76,2 | 75,2 | 81,6 | 78,3 | 2,67 | 75,2 | 76,9 | 75,6 | 79,5 | 78,3 | 80,2 | 78,8 | 77,4 | 76,3 | 78,2 | 76,8 | 80,8 | 79,7 | 81,6 | 80,1 |
| SC | 70,0 | 64,1 | 70,8 | 67,5 | 3,41 | 70,8 | 68,4 | 70,2 | 66,0 | 66,8 | 64,5 | 66,2 | 69,7 | 70,4 | 68,0 | 69,8 | 65,6 | 66,3 | 64,1 | 65,8 |
| PR | 56,9 | 56,3 | 57,8 | 57,1 | 0,30 | 57,0 | 56,4 | 56,9 | 57,7 | 57,8 | 57,1 | 57,6 | 56,9 | 57,0 | 56,3 | 56,8 | 57,6 | 57,7 | 57,0 | 57,5 |
| MG | 55,3 | 54,9 | 59,1 | 57,1 | 1,33 | 55,4 | 55,7 | 55,5 | 58,6 | 58,7 | 59,1 | 58,8 | 54,9 | 55,0 | 55,3 | 55,1 | 58,2 | 58,3 | 58,6 | 58,4 |
| MT | 51,4 | 50,0 | 53,7 | 52,0 | 1,33 | 51,9 | 52,3 | 52,0 | 52,8 | 53,3 | 53,7 | 53,4 | 50,0 | 50,5 | 50,9 | 50,6 | 51,3 | 51,8 | 52,2 | 51,9 |
| AM | 49,1 | 48,6 | 64,5 | 56,7 | 3,26 | 48,6 | 50,1 | 49,0 | 62,9 | 62,3 | 64,2 | 62,8 | 49,1 | 48,7 | 50,1 | 49,0 | 63,1 | 62,6 | 64,5 | 63,0 |
| MS | 48,7 | 48,0 | 49,3 | 48,7 | 0,89 | 48,8 | 48,7 | 48,7 | 49,3 | 49,3 | 49,3 | 49,3 | 48,0 | 48,1 | 48,0 | 48,1 | 48,6 | 48,7 | 48,6 | 48,7 |
| GO | 41,1 | 40,7 | 43,0 | 41,9 | 1,04 | 41,4 | 41,1 | 41,3 | 42,6 | 43,0 | 42,7 | 42,9 | 40,7 | 41,1 | 40,8 | 41,0 | 42,3 | 42,6 | 42,3 | 42,5 |
| AP | 40,8 | 38,5 | 46,5 | 42,4 | 3,11 | 40,0 | 42,4 | 40,6 | 44,8 | 43,9 | 46,5 | 44,5 | 39,2 | 38,5 | 40,7 | 39,0 | 43,0 | 42,2 | 44,6 | 42,8 |
| TO | 39,4 | 38,5 | 44,3 | 41,5 | 1,93 | 39,4 | 39,6 | 39,4 | 44,0 | 44,0 | 44,3 | 44,1 | 38,5 | 38,5 | 38,8 | 38,6 | 43,0 | 43,1 | 43,4 | 43,1 |
| RR | 37,0 | 36,5 | 45,5 | 41,2 | 1,04 | 36,9 | 37,2 | 37,0 | 45,3 | 45,2 | 45,5 | 45,3 | 36,6 | 36,5 | 36,8 | 36,6 | 44,9 | 44,8 | 45,2 | 44,9 |
| RN | 35,5 | 34,6 | 40,5 | 37,5 | 3,11 | 35,2 | 36,5 | 35,5 | 39,4 | 39,0 | 40,5 | 39,4 | 35,0 | 34,6 | 35,9 | 34,9 | 38,8 | 38,4 | 39,8 | 38,7 |
| AC | 34,5 | 33,2 | 43,1 | 38,3 | 2,82 | 34,2 | 34,8 | 34,3 | 42,8 | 42,3 | 43,1 | 42,5 | 33,5 | 33,2 | 33,8 | 33,3 | 41,6 | 41,2 | 42,0 | 41,4 |
| RO | 34,1 | 33,0 | 39,7 | 36,2 | 3,85 | 34,1 | 35,3 | 34,4 | 38,3 | 38,3 | 39,7 | 38,6 | 33,1 | 33,0 | 34,2 | 33,3 | 37,1 | 37,1 | 38,4 | 37,4 |
| SE | 33,5 | 33,1 | 44,0 | 38,5 | 3,56 | 33,2 | 35,0 | 33,6 | 42,2 | 41,7 | 44,0 | 42,3 | 33,5 | 33,1 | 34,9 | 33,5 | 42,1 | 41,6 | 44,0 | 42,2 |
| BA | 30,5 | 30,0 | 37,1 | 33,5 | 2,82 | 30,2 | 31,6 | 30,6 | 35,8 | 35,5 | 37,1 | 35,9 | 30,3 | 30,0 | 31,4 | 30,3 | 35,5 | 35,2 | 36,8 | 35,6 |
| PA | 29,4 | 29,0 | 37,6 | 33,4 | 1,93 | 29,3 | 30,0 | 29,5 | 36,8 | 36,6 | 37,6 | 36,9 | 29,1 | 29,0 | 29,7 | 29,2 | 36,5 | 36,3 | 37,2 | 36,5 |
| CE | 26,1 | 25,5 | 33,1 | 29,3 | 2,22 | 26,0 | 26,7 | 26,2 | 32,4 | 32,2 | 33,1 | 32,4 | 25,6 | 25,5 | 26,1 | 25,6 | 31,8 | 31,6 | 32,4 | 31,8 |
| PE | 23,5 | 23,2 | 30,2 | 26,7 | 2,22 | 23,2 | 24,4 | 23,5 | 29,0 | 28,7 | 30,2 | 29,1 | 23,4 | 23,2 | 24,4 | 23,5 | 29,0 | 28,7 | 30,2 | 29,1 |
| PB | 19,3 | 19,1 | 28,6 | 23,8 | 2,97 | 19,2 | 20,6 | 19,6 | 26,9 | 26,7 | 28,6 | 27,2 | 19,2 | 19,1 | 20,4 | 19,4 | 26,8 | 26,6 | 28,5 | 27,1 |
| AL | 17,9 | 17,6 | 25,1 | 21,3 | 2,37 | 17,7 | 18,9 | 18,0 | 23,9 | 23,5 | 25,1 | 23,9 | 17,9 | 17,6 | 18,8 | 17,9 | 23,8 | 23,5 | 25,1 | 23,9 |
| MA | 17,6 | 17,3 | 24,3 | 20,8 | 1,93 | 17,5 | 18,3 | 17,7 | 23,4 | 23,3 | 24,3 | 23,5 | 17,3 | 17,3 | 18,1 | 17,5 | 23,1 | 23,0 | 24,0 | 23,2 |
| PI | 16,6 | 16,2 | 23,6 | 20,0 | 1,33 | 16,4 | 16,8 | 16,5 | 23,4 | 23,1 | 23,6 | 23,2 | 16,4 | 16,2 | 16,6 | 16,3 | 23,0 | 22,7 | 23,3 | 22,9 |
| $\sum_{\text{UF}} \lvert\lambda_{R_0}^{\text{UF}} - \lambda_{R_i}^{\text{UF}}\rvert$ | – | – | – | – | – | 9,6 | 19,6 | 5,3 | 132,4 | 128,9 | 150,9 | 134,4 | 15,9 | 15,5 | 20,5 | 12,5 | 119,2 | 116,0 | 137,6 | 121,1 |

*Fonte:* Elaboração própria para o ano de 2008, a partir dos dados do IBGE e do IPEA.

*Nota:* $\lambda_{R_i}$ representa o nível de bem-estar para o cenário $R_i$, onde $i = 1, 2, \ldots, 15$ referem-se aos cenários apresentados na Figura A-1; $\lambda_{\min}$, $\lambda_{\max}$, $\lambda_{\text{médio}}$ representam, respectivamente, os valores mínimos, máximos e médio do bem-estar para cada estado considerando todos os cenários; $\sigma_{\text{MAD}}$ é o desvio médio absoluto; $s_i = \sum_{\text{UF}} \lvert\lambda_{R_i}^{\text{UF}} - \lambda_{R_0}^{\text{UF}}\rvert$, para $i \neq 0$, mede a distância entre um determinado cenário e o "caso base".

A análise por conjuntos de cenários que pertencem a um mesmo nó, isto é, considerando, os conjuntos $\{R_0, R_1, R_2, R_3\}$, $\{R_4, R_5, R_6, R_7\}$, $\{R_8, R_9, R_{10}, R_{11}\}$ ou $\{R_{12}, R_{13}, R_{14}, R_{15}\}$, permite concluir que a mudança nas horas de lazer das crianças e dos jovens entre 0 a 20 anos não é fonte de grande variabilidade no indicador de bem-estar em qualquer um dos conjuntos analisados. Mesmo em estados pobres, como no Piauí (PI), o indicador de bem-estar fica relativamente estável nos cenários $R_1$, $R_2$ e $R_3$, pois apresenta, respectivamente, os valores 16,4, 16,8 e 16,5, enquanto no "caso base" o indicador foi de 16,6. Esse é o mesmo padrão seguido em todos os estados.

## 5. Considerações finais

Medir o bem-estar não é uma tarefa simples. A proposta de Jones e Klenow (2016) trouxe algumas inovações nesta área ao considerar a expectativa de vida, o lazer e o consumo no processo de mensuração do bem-estar. Foi possível observar que, em relação ao estado de São Paulo (SP), praticamente todos os estados estão piores em bem-estar em relação à métrica do PIB per capita. A aplicação desse modelo para os estados brasileiros gerou resultados alinhados com a literatura internacional como, por exemplo, a importância da expectativa de vida no bem-estar e alta correlação deste último com a renda — tanto na correlação simples quanto na correlação de *rank* de Spearman. Este fato traz algumas evidências de que o PIB per capita é um indicador adequado para se medir o bem-estar. Entretanto, o PIB per capita apresenta, sistematicamente, um bem-estar superior ao apurado em relação ao estado de São Paulo (SP) no modelo usado neste artigo. Apesar disso, foram encontrados casos como, por exemplo, Espírito Santo (ES) Rio de Janeiro (RJ), em que há uma mudança relativa importante no ranking e no nível de bem-estar do estado. Além disso, o PIB per capita não permite identificar as origens das diferenças de bem-estar entre os estados.

O modelo é robusto à utilização de parâmetros estruturais mais adequados à economia brasileira e às mudanças nas variáveis de renda, lazer e de atribuição de consumo individual. Contudo, observou-se que a retirada da renda não monetária reduz o bem-estar relativo e introduz uma grande variabilidade ao indicador. Isso permite concluir que este tipo de renda exerce papel fundamental na geração de bem-estar nos estados menos desenvolvidos e merece ser investigada de forma mais detalhada em pesquisas futuras sobre o tema. De todo modo, os resultados apresentam algumas limitações. A primeira delas refere-se à homogeneidade das preferências, uma vez que o mesmo agente representativo é utilizado em diferentes estados brasileiros. Este aspecto torna-se ainda mais importante ao considerar as dimensões continentais do Brasil. Outra limitação foi a questão temporal, pois não foi possível replicar os resultados para anos mais recentes. Isso ocorreu, em grande parte, pelo atraso na realização da POF prevista para 2014. Uma possível introdução

de agente heterogêneos ao modelo e a atualização dos indicadores para anos mais recentes ficam, portanto, como sugestões futuras de pesquisa.

## Referências bibliográficas


Araujo, A., & Martinez, T. S. (2019, dezembro). Productivity and welfare. *In 41º Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria (SBE)*, São Paulo, SP.

Attanasio, O. P., & Pistaferri, L. (2016). Consumption inequality. *The Journal of Economic Perspectives*, *30*(2), 3–28. http://www.jstor.org/stable/43783705

Becker, G. S., Philipson, T. J., & Soares, R. R. (2005). The quantity and quality of life and the evolution of world inequality. *American Economic Review*, *95*(1), 277–291. http://dx.doi.org/10.1257/0002828053828563

Bergson, A. (1938). A reformulation of certain aspects of welfare economics. *The Quarterly Journal of Economics*, *52*(2), 310–334. http://www.jstor.org/stable/1881737

Carroll, C. D. (2000). Requiem for the representative consumer? Aggregate implications of microeconomic consumption behavior. *The American Economic Review*, *90*(2), 110–115. http://www.jstor.org/stable/117202

Carvalho, D. B., & Siqueira, J. R. B. N., Rozane Bezerra de. (2013). Características distributivas e impacto de reformas tributárias sobre o bem-estar das famílias no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *67*(3), 263–282. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/6159

Ellery, R. d. G., Jr., & Bugarin, M. N. S. (2003). Previdência social e bem estar no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *57*(1), 27–57. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/830

Ferreira, P. C. G., & Araújo, C. H. V. (1999). Reforma tributária, efeitos alocativos e impactos de bem-estar. *Revista Brasileira de Economia*, *53*(2), 133–166. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/753

Ferreira, P. C. G., & Pereira, R. A. d. C. (2008). Efeitos de crescimento e bem-estar da lei de parceria público-privada no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *62*(2), 207–219. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/1027

Figueiredo, E. A. d., & Ziegelmann, F. A. (2009a). Mobilidade de renda e bem-estar econômico no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *63*(4), 183–194. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/1071

Figueiredo, E. A. d., & Ziegelmann, F. A. (2009b). Mudança na distribuição de renda brasileira: Significância estatística e bem-estar econômico. *Economia Aplicada*, *13*(2), 257–277. http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502009000200004

Fleurbaey, M. (2009). Beyond GDP: The quest for a measure of social welfare. *Journal of Economic Literature*, *47*(4), 1029–1075. http://www.jstor.org/stable/40651532

Frazis, H., & Stewart, J. (2011). How does household production affect measured income inequality? *Journal of Population Economics*, *24*(1), 3–22. http://www.jstor.org/stable/41488714

Gruen, C., & Klasen, S. (2008). Growth, inequality, and welfare: Comparisons across space and time. *Oxford Economic Papers*, *60*(2), 212–236. http://www.jstor.org/stable/25167686

Hartley, J. E. (1996). Retrospectives: The origins of the representative agent. *The Journal of Economic Perspectives*, *10*(2), 169–177. http://www.jstor.org/stable/2138488

Jannuzzi, P. d. M., & Guimarães, J. R. S. (2004). Indicadores sintéticos no processo de formulação e avaliação de políticas públicas: Limites e legitimidades. *In XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Caxambu, MG.

Jones, C. I., & Klenow, P. J. (2016). Beyond GDP? Welfare across countries and time. *American Economic Review*, *106*(9), 2426–2457. http://dx.doi.org/10.1257/aer.20110236

Kahneman, D., & Krueger, A. B. (2006). Developments in the measurement of subjective well-being. *The Journal of Economic Perspectives*, *20*(1), 3–24. http://www.jstor.org/stable/30033631

Kaplan, G., & Violante, G. L. (2018). Microeconomic heterogeneity and macroeconomic shocks. *The Journal of Economic Perspectives*, *32*(3), 167–194. https://www.jstor.org/stable/26473069

Kassouf, A. L., Dorman, P., & Almeida, A. N. d. (2005). Costs and benefits of eliminating child labour in Brazil. *Economia Aplicada*, *9*(3), 343–368. http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502005000300001

Krueger, D., & Perri, F. (2006). Does income inequality lead to consumption inequality? Evidence and theory. *The Review of Economic Studies*, *73*(1), 163–193. http://www.jstor.org/stable/3700621

Lawn, P. (2007). A stock-take of green national accounting initiatives. *Social Indicators Research*, *80*(2), 427–460. http://www.jstor.org/stable/27734544

Loureiro, A. O. F., & Holanda, M. C. (2013). The impact on consumption of more cash in conditional cash transfer programs. *Economia Aplicada*, *17*(4), 557–577. http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502013000400002

Marinho, E., Soares, F., & Benegas, M. (2004). Desigualdade de renda e eficiência técnica na geração de bem-estar entre os estados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, *58*(4), 583–608. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/889

Medeiros, M., & Souza, P. H. G. F. (2014, janeiro). *The state and income inequality in Brazil* (Texto para Discussão Nº 1844a). Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=21241

Méndez, Y. S., & Waltenberg, F. D. (2016). Aversão à desigualdade e preferências por redistribuição: A percepção de mobilidade econômica as afeta no Brasil? *Estudos Econômicos*, *46*(1), 91–125. http://dx.doi.org/10.1590/0101-416146193ymf

Mendonça, R. S. P. d., & Barros, R. P. d. (1995). A evolução do bem-estar e da desigualdade no Brasil desde 1960. *Revista Brasileira de Economia*, *49*(2), 329–352. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/637

Motta, G. P. d., Perobelli, F. S., & Domingues, E. P. (2017). Avaliação do padrão de consumo de bens e serviços de saúde: Uma abordagem de equilíbrio geral computável para a economia brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, *71*(4), 463–487. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/4061

Moura, G. V. (2015). Multiplicadores fiscais e investimento em infraestrutura. *Revista Brasileira de Economia*, *69*(1), 53–73. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/40036

Nordhaus, W. D., & Tobin, J. (1972). Is growth obsolete? *In Economic research: Retrospect and prospect, volume 5, economic growth* (pp. 1–80). National Bureau of Economic Research (NBER). https://www.nber.org/chapters/c7620

Oliveira, V. R. d., & Jacinto, P. d. A. (2015). Crescimento pró-pobre ou empobrecedor? Uma análise para os estados brasileiros, no período 1995–2011. *Nova Economia*, *25*(1), 161–180. https://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/2028

Ortiz, R. A., Markandya, A., & Hunt, A. (2009). Willingness to pay for mortality risk reduction associated with air pollution in Sao Paulo. *Revista Brasileira de Economia*, *63*(1), 3–22. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/913

Paes, N. L., & Bugarin, M. N. S. (2006). Reforma tributária: Impactos distributivos, sobre o bem-estar e a progressividade. *Revista Brasileira de Economia*, *60*(1), 33–56. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/985

Pollak, R. A. (1981). The social cost of living index. *Journal of Public Economics*, *15*(3), 311–336. http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1016/0047-2727(81)90014-1

Rosen, S. (1988). The value of changes in life expectancy. *Journal of Risk and Uncertainty*, *1*(3), 285–304. http://www.jstor.org/stable/41760544

Rothenberg, J. (1953). Conditions for a social welfare function. *Journal of Political Economy*, *61*(5), 389–405. http://www.jstor.org/stable/1827286

Sen, A. (1976). Real national income. *The Review of Economic Studies*, *43*(1), 19–39. http://www.jstor.org/stable/2296597

Soares, S. S. D. (2006). Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Revista Econômica*, *19*(1), 83–115. http://dx.doi.org/10.22409/economica.8i1.p159

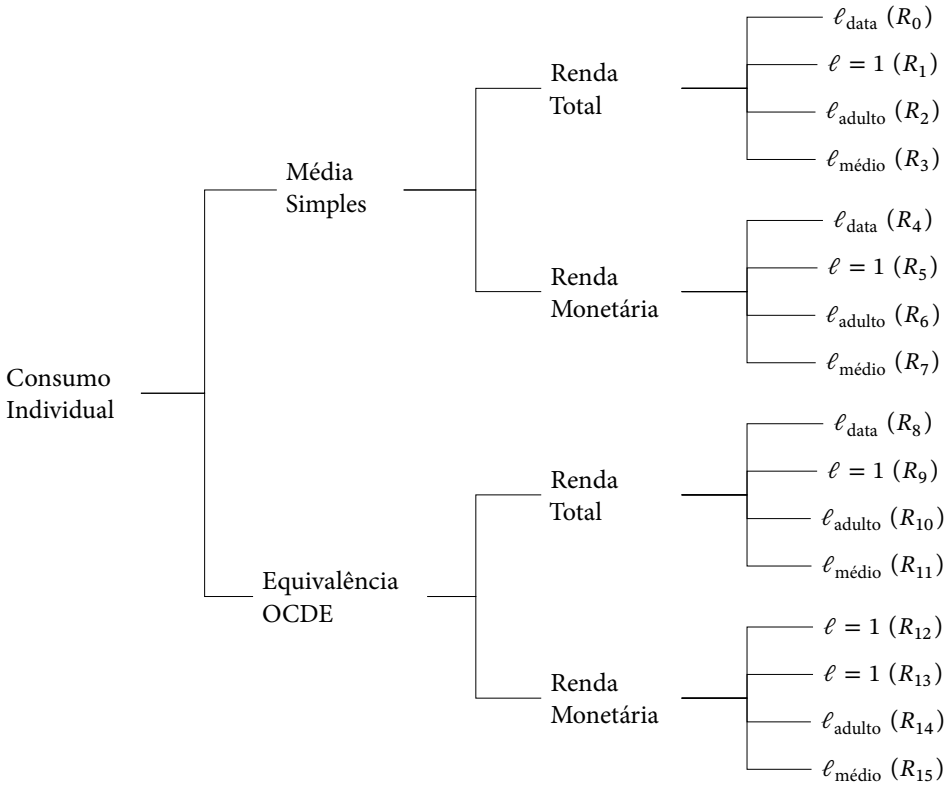
Suliano, D. C., & Jesus Filho, J. (2017). Um estudo emprídico utilizando o índice de opoartunidade humana para o Brasil. *Análise Econômica*, *35*(68), 149–171. http://dx.doi.org/10.22456/2176-5456.44300

Vidigal, C. B. R., Kassouf, A. L., & Vidigal, V. G. (2017). Índice de Bem-Estar Econômico: uma proposta para os estados brasileiros. *Análise Econômica*, *35*(68), 199–229. http://dx.doi.org/10.22456/2176-5456.43547

Zank, H. (2007). Social welfare functions with a reference income. *Social Choice and Welfare*, *28*(4), 609–636. http://www.jstor.org/stable/41106908

# Apêndice.

## Tabelas e figuras adicionais




*Nota:* $R_i$ denota o cenário de robustez para $i = 0, 1, 2, \ldots, 15$ descrito no diagrama.

**Figura A-1.** Cenários de avaliação do $\lambda_{\text{nível}}$.

**Tabela A-1.** As principais variáveis e as fontes de informação.

| Variável | Base | Instituto | Período | Observações |
|---|---|---|---|---|
| Horas de trabalho | PNAD | IBGE | 2008 | 391.868 |
| Consumo | POF | IBGE | 2008 | 190.159 |
| Renda | POF | IBGE | 2008 | 190.159 |
| Idade | POF | IBGE | 2008 | 190.159 |
| Taxa de mortalidade | Tábua de Mortalidade | IBGE | 1980, 1990, 2000 e 2010 | 107 |
| Transferências do governo | IPEA Data | IPEA | 2008 | 27 |
| Despesas Correntes | IPEA Data | IPEA | 2008 | 27 |
| PIB | IPEA Data | IPEA | 2008 | 27 |
| População | IPEA Data | IPEA | 2008 | 27 |

*Nota:* As observações são os os indivíduos nos microdados e os estados nos macrodados.

**Tabela A-2.** Parâmetros do modelo.

| Notação | Descrição | Caso base | Robustez | Unidade | Referência |
|---|---|---|---|---|---|
| $\beta$ | Fator desconto pessoal | 0,99 | 0,96 | – | Ellery e Bugarin (2003) |
| $\epsilon$ | Elasticidade de Frisch | 1,00 | 0,25 | – | Moura (2015) |
| $\theta$ | Desutilidade do trabalho | 14,17 | 14,17 | – | – |
| $g$ | Crescimento produto | 2,00 | 5,0 | % a.a. | Tabela 1193 IBGE (SIDRA) |
| VSL | Valor Estatístico da Vida | 6,00 | 1,31 | milhões USD | Ortiz et al. (2009) |

*Nota:* Para a desutilidade do trabalho ($\theta$) não foi encontrado uma estimação condizente com a forma funcional utilizada na presente pesquisa, por este motivo manteve-se o mesmo do artigo original. Para o valor do parâmetro crescimento do consumo ($g$) utilizou-se a mesma taxa de crescimento do período para o ano de 2008. Apesar das evidências demonstrarem que, em geral, o consumo cresce a uma velocidade inferior que renda, adotou-se esse cenário como um caso limite para avaliar a importância relativa do consumo do bem-estar.

## Demonstrações

Considere as funções de utilidade intertemporal e utilidade instantânea (separável) do agente representativo definidas pelas equações (1) e (2), respectivamente. Tome a condição de equivalência dada pela equação (4) e considere a tripla $\{j, a, i\}$ onde $j$ refere-se ao indivíduo da amostra (microdados coletados pelas pesquisas), $a$ a sua idade e $i$ o local onde o indivíduo vive. Assuma, adicionalmente, que as amostras populacionais, obtidas nas pesquisas domiciliares, representam a população, isto é, o agente representativo está sujeito às distribuições do consumo, do lazer e às taxas de sobrevivência contidas nessas amostras.

Defina o termo $\bar{\omega}_{ja}^{i}$ como o peso amostral, normalizado no intervalo $[0; 1]$, como

$$\bar{\omega}_{ja}^{i} \equiv \frac{\omega_{ja}^{i}}{\sum_{j=1}^{N_a^i} \omega_{ja}}, \tag{A-1}$$

onde $\omega_{ja}^{i}$ é o peso amostral do indivíduo $j$ com idade $a$ que reside em $i$; e $N_a^i$ como número de indivíduos com a mesma faixa etária $a$ residentes em $i$. Logo, a utilidade esperada do agente representativo passa a ser definida pela equação

$$U_i = \sum_{a=1}^{100} \beta^a S_a^i \sum_{j=1}^{N_a^i} \bar{\omega}_{ja}^{i} u\left(c_{ja}^{i} e^{ga}, \ell_{ja}^{i}\right), \tag{A-2}$$

onde $S_a^i$ é a taxa de sobrevivência do agente na idade $a$ no local $i$. Note que a taxa de sobrevivência depende da idade do agente.

Para o estado de referência a equação (4) pode ser reescrita como

$$\begin{aligned} u_{\text{SP}}\left(\lambda_i C, \ell\right) &= \bar{u} + \log\left(\lambda_i C\right) + v(\ell) \\ &= \bar{u} + \log\lambda_i + \log C + v(\ell) \\ &= u_{\text{SP}}(C, \ell) + \log\lambda_i\,, \end{aligned}$$

onde

$$v(\ell) = -\frac{\theta\epsilon}{1+\epsilon}(1-\ell)^{\frac{1+\epsilon}{\epsilon}}.$$

Logo, a utilidade instantânea do lado esquerdo da equação (4) pode ser obtida por meio dos seguintes passos:

$$\begin{aligned} u_a^{\text{SP}}(C, \ell) &= \bar{u} + \sum_{j=1}^{N_a^{\text{SP}}} \bar{\omega}_{ja}^{\text{SP}} \left[\log\left(c_{ja}^{\text{SP}} e^{ga}\right) + v\left(\ell_{ja}^{\text{SP}}\right)\right] \\ &= \bar{u} + \sum_{j=1}^{N_a^{\text{SP}}} \bar{\omega}_{ja}^{\text{SP}} \left[\underbrace{\log(e^{ag})}_{=\,ag,\,\forall j} + \log\left(c_{ja}^{\text{SP}}\right) + v\left(\ell_{ja}^{\text{SP}}\right)\right] \end{aligned}$$

$$= \bar{u} + ag + \sum_{j=1}^{N_a^{SP}} \bar{\omega}_{ja}^{SP}\left[\log\left(c_{ja}^{SP}\right) + v\left(\ell_{ja}^{SP}\right)\right].$$

Portanto, a utilidade intertemporal da localidade de referência é dada por:[18]

$$U_{SP}\left(\lambda_i\right) = \sum_{a=1}^{100} \beta^a S_a^{SP}\left[u_a^{SP} + \log\left(\lambda_i\right)\right], \tag{A-3}$$

onde

$$u_a^{SP} \equiv \bar{u} + ga + \sum_{j=1}^{N_a^{SP}} \bar{\omega}_{ja}^{SP}\left[\log\left(c_{ja}^{SP}\right) + v\left(\ell_{ja}^{SP}\right)\right]. \tag{A-4}$$

Equalizando a utilidade intertemporal, como descrito pela equação (4), pode-se isolar o termo $\log\left(\lambda_i\right)$ do local de referência, conforme demonstrado a seguir (para facilitar a notação considere $\sum_a^{100} \equiv \sum_a$):

$$\sum_a \beta^a S_a^{SP}\left[u_a^{SP} + \log\lambda_i\right] = \sum_a \beta^a S_a^i\left(u_a^i\right) \qquad \text{(reescrevendo a equação (4))}$$

$$\sum_a \beta^a S_a^{SP} u_a^{SP} + \sum_a \beta^a S_a^{SP} \log\lambda_i = \sum_a \beta^a S_a^i u_a^i \qquad \text{(distribuição do termo } \textstyle\sum_a \beta^a S_a^{SP}\text{)}$$

$$\sum_a \beta^a S_a^{SP} \log\lambda_i = \sum_a \beta^a S_a^i u_a^i - \sum_a \beta^a S_a^{SP} u_a^{SP} \qquad \text{(isola-se o termo } \log\lambda_i\text{)}$$

$$\log\lambda_i = \frac{1}{\sum_a \beta^a S_a^{SP}}\left[\sum_a \beta^a S_a^i u_a^i - \sum_a \beta^a S_a^{SP} u_a^{SP}\right] \qquad \text{(dividir ambos os lados por } \tfrac{1}{\sum_a \beta^a S_a^{SP}}\text{)}$$

$$\log\lambda_i = \frac{1}{\sum_a \beta^a S_a^{SP}}\left[\sum_a \beta^a\left(S_a^i u_a^i - S_a^{SP} u_a^{SP}\right)\right] \qquad (\beta \text{ em evidência})$$

$$\log\lambda_i = \frac{1}{\sum_a \beta^a S_a^{SP}}\left[\sum_a \beta^a\left(S_a^i u_a^i - S_a^{SP} u_a^{SP} \underbrace{\pm S_a^{SP} u_a^i}_{=0}\right)\right] \qquad \text{(adição de termo de soma zero)}$$

$$\log\lambda_i = \frac{1}{\sum_a \beta^a S_a^{SP}}\left[\sum_a \beta^a\left(S_a^i u_a^i - S_a^{SP} u_a^i\right) + \left(S_a^{SP} u_a^i - S_a^{SP} u_a^{SP}\right)\right] \qquad \text{(rearranjando)}$$

Portanto,

$$\log\lambda_i = \frac{1}{\sum_a \beta^a S_a^{SP}} \sum_a \beta^a\left[\left(S_a^i - S_a^{SP}\right) u_a^i + S_a^{SP}\left(u_a^i - u_a^{SP}\right)\right]. \tag{A-5}$$

[18] As mesmas manipulações algébricas são usadas para obter a equação intertemporal da outra localidade (representada pela notação $i$) e foram, portanto, omitidas.

Para facilitar a notação, defina a taxa de sobrevivência em nível e a diferença entre as taxas de sobrevivência da seguinte forma:

$$s_a^{\text{SP}} \equiv \frac{\beta^a S_a^{\text{SP}}}{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}} \tag{A-6}$$

$$\Delta s_a^i \equiv \frac{\beta^a \left(S_a^i - S_a^{\text{SP}}\right)}{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}}. \tag{A-7}$$

Adotando-se as mesmas definições de Jones e Klenow (2016) para as variáveis ajustadas demograficamente, tem-se o seguinte:

- Consumo médio ajustado demograficamente:

$$\bar{c}_i \equiv \sum_a s_a^{\text{SP}} \sum_{j=1}^{N_a^i} \bar{\omega}_{ja}^i c_{ja}^i e^{ga}. \tag{A-8}$$

- Lazer médio ajustado demograficamente:

$$\bar{\ell}_i \equiv \sum_a s_a^{\text{SP}} \sum_{j=1}^{N_a^i} \bar{\omega}_{ja}^i \ell_{ja}^i. \tag{A-9}$$

- Utilidade média do consumo ajustada demograficamente:

$$\mathbb{E} \log c_i \equiv \sum_a s_a^{\text{SP}} \sum_{j=1}^{N_a^i} \bar{\omega}_{ja}^i \log\left(c_{ja}^i e^{ga}\right). \tag{A-10}$$

- Lazer médio ajustado demograficamente:

$$\mathbb{E}\, v\left(\ell_i\right) \equiv \sum_a s_a^{\text{SP}} \sum_{j=1}^{N_a^i} \bar{\omega}_{ja}^i v\left(\ell_{ja}^i\right). \tag{A-11}$$

- Renda da região *i* em relação ao local de referência (per capita):

$$\tilde{y}_i \equiv \frac{y_i}{y_{\text{SP}}}.$$

Partindo-se da equação (A-5), pode-se obter a decomposição ("solução fechada") do indicador de bem-estar utilizando algumas operações matemáticas e das propriedades do log, conforme demonstrado a seguir:

$$\log \lambda_i = \frac{1}{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}} \sum_a \beta^a \left[\left(S_a^i - S_a^{\text{SP}}\right) u_a^i + S_a^{SP}\left(u_a^i - u_a^{\text{SP}}\right)\right]$$

$$= \frac{\sum_a \beta^a \left(S_a^i - S_a^{\text{SP}}\right)}{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}} u_a^i + \frac{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}}{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}} u_a^i - \frac{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}}{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}} u_a^{SP}$$

$$= \sum_a \Delta s_a^i u_a^i + \underbrace{\frac{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}}{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}} u_a^i}_{\text{A}} - \underbrace{\frac{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}}{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}} u_a^{SP}}_{\text{B}}.$$

Resolvendo o termo $A$ usando a utilidade definida na equação (A-4) tem-se que

$$A = \frac{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}}{\sum_a \beta^a S_a^{\text{SP}}} \left( \bar{u} + \sum_{j=1}^{N_a^i} \bar{\omega}_{ja}^i \left[ \log\left(c_{ja}^i e^{ga}\right) + v\left(\ell_{ja}^i\right) \right] \right)$$

$$= \sum_a s_a^{\text{SP}} \left( \bar{u} + \sum_{j=1}^{N_a^i} \bar{\omega}_{ja}^i \left[ \log\left(c_{ja}^i e^{ga}\right) + v\left(\ell_{ja}^i\right) \right] \right)$$

$$= \sum_a s_a^{\text{SP}} \bar{u} + \sum_a s_a^{\text{SP}} \sum_{j=1}^{N_a^i} \bar{\omega}_{ja}^i \log\left(c_{ja}^i e^{ga}\right) + \sum_a s_a^{\text{SP}} \sum_{j=1}^{N_a^i} \bar{\omega}_{ja}^i v\left(\ell_{ja}^i\right)$$

$$= \sum_a s_a^{\text{SP}} \bar{u} + \mathbb{E} \log\left(c_i\right) + \mathbb{E}\, v\left(\ell_i\right).$$

De forma análoga para o termo $B$ tem-se o seguinte:

$$B = \sum_a s_a^{\text{SP}} \bar{u} + \mathbb{E} \log\left(c_{\text{SP}}\right) + \mathbb{E}\, v\left(\ell_{\text{SP}}\right).$$

Portanto,

$$\log \lambda_i = \sum_a \Delta s_a^i u_a^i + \underbrace{\sum_a s_a^{\text{SP}} \bar{u}}_{\text{cancela}} + \mathbb{E} \log\left(c_i\right) + \mathbb{E}\, v\left(\ell_i\right) - \underbrace{\sum_a s_a^{\text{SP}} \bar{u}}_{\text{cancela}} - \mathbb{E} \log\left(c_{\text{SP}}\right) - \mathbb{E}\, v\left(\ell_{\text{SP}}\right)$$

$$= \sum_a \Delta s_a^i u_a^i + \mathbb{E} \log\left(c_i\right) + \mathbb{E}\, v\left(\ell_i\right) - \mathbb{E} \log\left(c_{\text{SP}}\right) - \mathbb{E}\, v\left(\ell_{\text{SP}}\right).$$

Somando e subtraindo os termos $\log \bar{c}_i$, $\log \bar{c}_{\text{SP}}$, $v\left(\bar{\ell}_i\right)$ e $v\left(\bar{\ell}_{\text{SP}}\right)$ chega-se a

$$\log \lambda_i = \sum_a \Delta s_a^i u_a^i + \log \bar{c}_i - \log \bar{c}_{\text{SP}} + v\left(\bar{\ell}_i\right) - v\left(\bar{\ell}_{\text{SP}}\right)$$
$$+ \mathbb{E} \log\left(c_i\right) - \log \bar{c}_i - \left(\mathbb{E} \log\left(c_{\text{SP}}\right) - \log \bar{c}_{\text{SP}}\right)$$
$$+ \mathbb{E}\, v\left(\ell_i\right) - v\left(\bar{\ell}_i\right) - \left(\mathbb{E}\, v\left(\ell_{\text{SP}}\right) - v\left(\bar{\ell}_{\text{SP}}\right)\right).$$

Subtraindo dos dois lados da equação o termo $\log(\tilde{y}_i) = \log(y_i/y_{SP})$ tem-se que:

$$\text{lhs:} \quad \log\lambda_i - \log(\tilde{y}_i) = \log\left(\frac{\lambda_i}{\tilde{y}_i}\right)$$

$$\begin{aligned}\text{rhs:} \quad \log\bar{c}_i - \log\bar{c}_{SP} - \log(\tilde{y}_i) &= \log\bar{c}_i - \log\bar{c}_{SP} - \log\left(\frac{y_i}{y_{SP}}\right)\\ &= \log\bar{c}_i - \log\bar{c}_{SP} - \log(y_i) + \log(y_{SP})\\ &= \log\left(\frac{\bar{c}_i}{y_i}\right) - \log\left(\frac{\bar{c}_{SP}}{y_{SP}}\right).\end{aligned}$$

Portanto,

$$\begin{aligned}\log\frac{\lambda_i}{\tilde{y}_i} = &\sum_a \Delta s_a^i u_a^i && \text{Expectativa de vida}\\ &+ \log\frac{\bar{c}_i}{y_i} - \log\frac{\bar{c}_{SP}}{y_{SP}} && \textit{Share} \text{ do consumo}\\ &+ v(\bar{\ell}_i) - v(\bar{\ell}_{SP}) && \text{Lazer}\\ &+ \mathbb{E}\log c_i - \log\bar{c}_i - (\mathbb{E}\log c_{SP} - \log\bar{c}_{SP}) && \text{Desigualdade intertemporal no consumo}\\ &+ \mathbb{E}\, v(\ell_i) - v(\bar{\ell}_i) - (\mathbb{E}\, v(\ell_{SP}) - v(\bar{\ell}_{SP})). && \text{Desigualdade intertemporal no lazer}\end{aligned}$$

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200018
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

# Efeitos de tamanho da sala no desempenho dos alunos: Evidências usando regressões descontínuas no Brasil

Ieda Rodrigues Matavelli*
Naercio Aquino Menezes Filho†

**Sumário**

1. Introdução ..... 352
2. Metodologia ..... 359
3. Dados e Análise Descritiva ..... 364
4. Resultados ..... 368
5. Evidências para Minas Gerais e Santa Catarina ..... 377
6. Conclusão ..... 385
Apêndice A. ..... 388
Apêndice B. ..... 401

**Palavras-chave**
tamanho da sala, notas dos alunos, regressão descontínua

**JEL Codes**
C26, C36, I21, I26, I28

**Resumo · Abstract**

As a result of the inversion of the demographic pyramid and the consequent drop in enrollments in basic education in Brazil, a possible public policy is to limit the number of students per classroom. In this context, the main objective of this study is to evaluate the impact of policies that stipulate a maximum number of students per class on students scores in Mathematics and Portuguese of Prova Brasil, using a sample of 5th and 9th grade students from the municipal and state school chains of São Paulo. Fuzzy regression discontinuity design was used to estimate these impacts, using predicted class size by the Maimonides rule (Angrist & Lavy, 1999) as an instrument for the actual class size. Results show that there is no statistically significant evidence that class size has an impact on student grades. Aiming to bring greater external validity, the effect of interest was estimated for the 5th and 9th grade of Minas Gerais and Santa Catarina, and 5th grade São Paulo, obtaining the same conclusion. The robustness analyzes performed also conclude that there is no effect.

## 1. Introdução

Em decorrência da inversão da pirâmide demográfica e a consequente queda das matrículas do ensino básico no Brasil, uma potencial medida de política pública é limitar o número de alunos por sala de aula. Nesse contexto, o objetivo principal deste estudo é avaliar o impacto dessas políticas nas notas em Matemática e Português da Prova Brasil de alunos do 5º ano da rede municipal da cidade de São Paulo e 9º ano estadual de todo o estado de São Paulo. Além de ser um importante assunto a

*University of British Columbia, Vancouver School of Economics. 6000 Iona Drive, Vancouver, British Columbia, Canadá. 0000-0003-2912-8641

†Insper, Cátedra Ruth Cardoso; e Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade(USP/FEA). Av. Prof. Luciano Gualberto, 908, Butantã, São Paulo, SP, CEP 05508-010, Brasil. 0000-0003-1241-6188

iedarmatavelli@gmail.com naercioamf@insper.edu.br



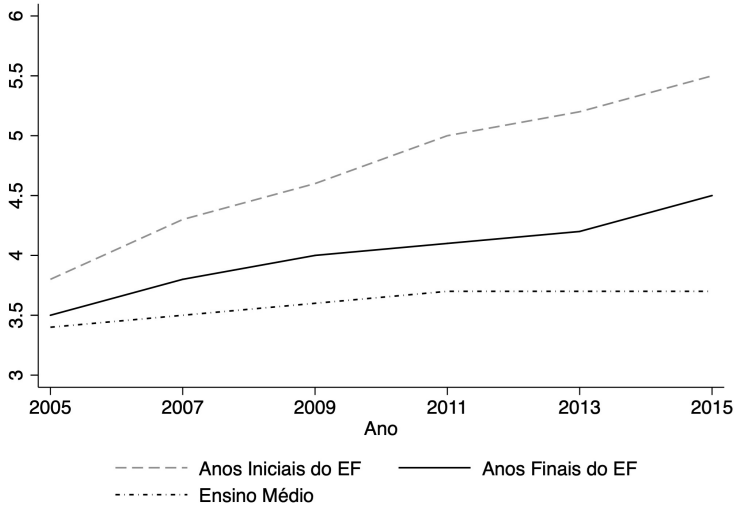
This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Recebido em 23 de janeiro de 2019
Aceitação final em 15 de janeiro de 2020

ser discutido do ponto de vista acadêmico, esta temática tem grande relevância no debate sobre políticas educacionais no Brasil.

O Brasil, apesar de ser a 9ª maior economia do mundo (FMI, 2015), ainda precisa de melhoras significativas na qualidade do ensino público para se equiparar a países de seu porte econômico em termos de qualidade da educação. No último teste PISA,[1] em 2015, o país figurou entre as seis últimas posições em Matemática, oito últimas em Ciências e doze últimas em leitura, de um total de 72 países. O Brasil ficou à frente apenas de países como Kosovo, Algéria e República Dominicana. Além disso, desde 2006, não houve melhoras nos desempenhos em ciências e leitura.

No contexto interno, indicadores de qualidade da educação mostram uma melhora na educação básica, mas que difere consideravelmente entre os ciclos de ensino, como observado na Figura 1. Os primeiros anos do Ensino Fundamental apresentaram maior progresso, aumentando cerca de 44% entre 2005 e 2015 (de 3,8 para 5,5). Já nos anos finais, esse aumento foi de 28% (de 3,5 para 4,5). No Ensino Médio, por outro lado, o indicador avançou muito pouco entre 2005 e 2011, estagnando-se nos anos subsequentes.




*Fonte:* Inep. Elaboração Própria.

**Figura 1.** Evolução do Ideb[2] por ciclos de ensino – 2005 a 2015.

[1] *Programme for International Student Assesment*, aplicado trienalmente pela OCDE (Organização da Cooperação e Desenvolvimento Econômico).

[2] O Ideb é um índice desenvolvido pelo INEP (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira) para mensurar a qualidade do ensino público. Consiste numa ponderação entre a taxa de aprovação e as médias de desempenho nos exames padronizados aplicados pelo INEP.

Uma oportunidade para se recuperar o atraso educacional do país é o atual processo de inversão da pirâmide etária (Figura 2). Esse processo levará a uma queda das matrículas do ensino básico, tendência que já pode ser observada para o ensino fundamental de escolas estaduais e municipais desde 2003 (Figura 3).

Nesse contexto de diminuição das matrículas, o menor número de alunos pode ser visto como uma oportunidade para que os governos invistam em políticas públicas que visem melhorar a qualidade do ensino público. Uma potencial medida seria reduzir, ou limitar, o número de alunos por sala de aula. Políticas que determinam um número máximo de alunos por sala estão amplamente presentes nos países, como ficará claro na seção de Revisão de Literatura.

No Brasil, a Câmara dos Deputados aprovou em 2012 um Projeto de Lei que limita a 25 alunos por sala nos anos iniciais do Ensino Fundamental e a 35 nos anos finais e Ensino Médio. O Projeto ainda deve ser aprovado pelo senado para que entre em vigor. Entretanto, mesmo que isso não ocorra, já existem diversas leis, resoluções e portarias estaduais ou municipais que estipulam um valor máximo de alunos por turma para as respectivas redes estaduais e municipais de ensino.[3]

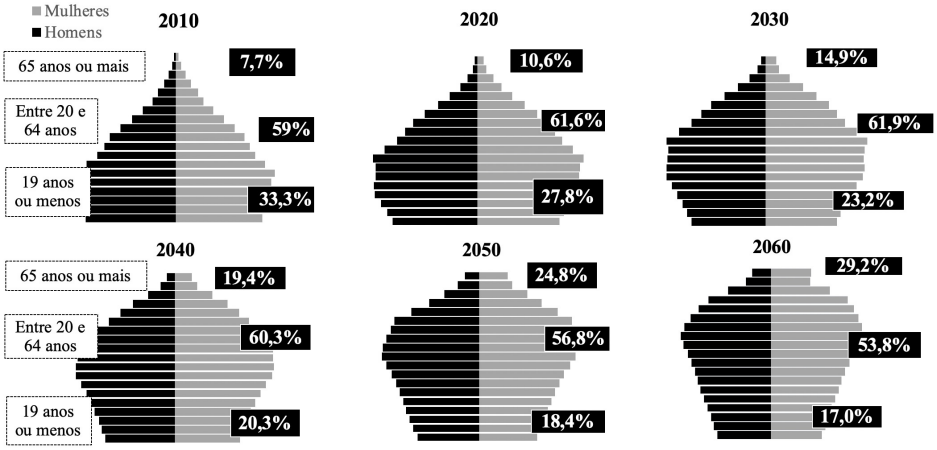
Em particular, o objetivo principal desta dissertação é avaliar os efeitos de uma portaria municipal da cidade de São Paulo e uma resolução estadual de São Paulo que estabelece um número máximo de 35 alunos por turma nos respectivos 5º e 9º ano do Ensino Fundamental sobre as notas dos alunos dessas séries em Matemática e Português na Prova Brasil. Os resultados serão primeiramente estimados para São Paulo por este ser o estado que mais perderá população em idade escolar com a transição demográfica.[4] A princípio, analisar-se-á o 5º ano da rede municipal da cidade de São Paulo, e não estadual, uma vez que a maioria dos alunos desse ano escolar estudam em escolas municipais. Já no 9º ano do estado de São Paulo, a maioria das escolas pertencem ao regime estadual, e por isso estas serão nosso objeto de análise.[5]

Para conseguir isolar o efeito causal de interesse, serão empregadas técnicas de regressão descontínua *fuzzy*, seguindo a abordagem de Angrist e Lavy (1999). A ideia é utilizar a regra de Maimonides proposta pelos autores, que calcula o tamanho predito da sala caso o máximo estabelecido pela respectiva portaria ou resolução fosse perfeitamente seguido pelas escolas, como instrumento para o tamanho da sala

[3] As seguintes redes de ensino estaduais possuem alguma regulação referente ao número máximo de alunos por turma: São Paulo, Amapá, Minas Gerais, Santa Catarina, Tocantins, Goiás, Mato Grosso, Sergipe, Pará, Maranhão, Pernambuco, Alagoas, Piauí, Paraná e Rio de Janeiro.

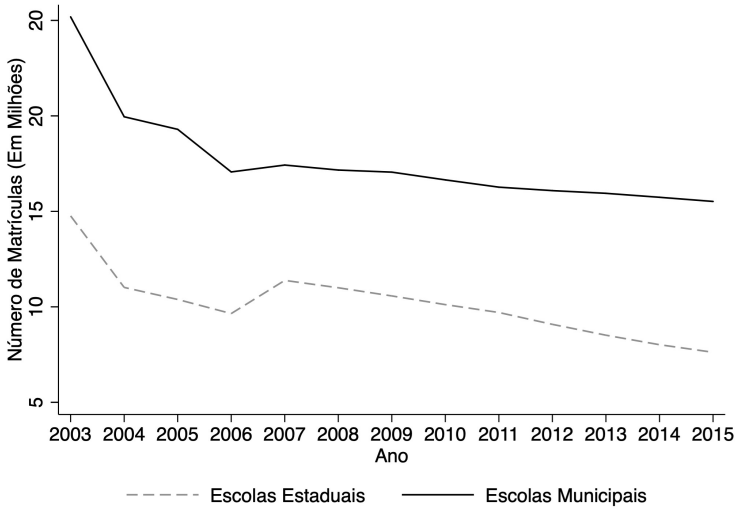
[4] Segundo projeções do IBGE, espera-se que, de 2018 a 2030, a população em idade escolar do estado de São Paulo reduza-se em cerca de 1,3 milhão de pessoas, seguida por uma queda de cerca de 730 mil pessoas no estado de Minas Gerais.

[5] De acordo com dados do Censo Escolar 2015, 57,47% dos alunos de 5º ano do estado de São Paulo são de escola municipal e 23,32% de estadual. Por outro lado, no 9º ano, 62,14% dos alunos são de escola estadual e 21,09% municipal.




*Fonte:* IBGE. Elaboração Própria.

**Figura 2.** Projeção da pirâmide etária do Brasil por gênero e faixa etária.




*Fonte:* Censo Escolar. Elaboração Própria.

**Figura 3.** Evolução do Total de Matrículas do Ensino Fundamental – Escolas Estaduais e Municipais.

realizado numa equação de primeiro estágio. Depois, no segundo estágio, estima-se o efeito sobre as notas dos alunos.

Os resultados mostram que não há impactos estatisticamente significantes com o aumento do tamanho da sala nas notas dos alunos, tanto para a amostra toda como ao redor de cada um dos múltiplos pontos de corte analisados. Visando trazer maior validade externa, o efeito de interesse foi estimado para outras redes de ensino (5º e 9º ano estadual de Minas Gerais e Santa Catarina), obtendo-se a mesma conclusão. As análises de robustez performadas também concluem não haver efeitos.

No Brasil, apenas o estudo de Oliveira (2010) avalia o impacto do tamanho da sala nas notas dos alunos para o Brasil todo, concluindo que há um efeito negativo. Entretanto, os autores o fazem utilizando dados do SAEB (Sistema de Avaliação da Educação Básica), que consiste numa pesquisa amostral, além de utilizar a metodologia de *propensity score matching*. Portanto, este estudo possui duas grandes contribuições para a literatura nacional no tema: a principal consiste em utilizar técnicas de regressão descontínua, que é mais transparente e exige hipóteses mais fracas do que a empregada por Oliveira (2010) para estimar o efeito causal de interesse; a segunda é utilizar a avaliação censitária Prova Brasil, permitindo encontrar os efeitos por estado.

Este estudo está divido da seguinte forma: a seção 2 descreve os métodos empregados; a seção 3 descreve os dados utilizados e faz uma análise descritiva da amostra. A seção 4 expõe os resultados encontrados para São Paulo e a seção 5, para Minas Gerais e Santa Catarina.

## 1.1 Revisão de Literatura

O debate sobre o efeito do tamanho da sala no desempenho dos alunos se intensificou com a implementação do projeto STAR (Student/Teacher Achievement Ratio) em Connecticut, nos Estados Unidos, onde alunos e professores foram aleatoriamente alocados a salas de tamanhos distintos. Vários artigos utilizaram dados desse projeto para verificar se há uma relação causal entre número de alunos numa classe e notas, encontrando que estudantes em classes menores desempenhavam melhor em matemática e leitura do que aqueles em classes de tamanho regular (Finn & Achilles, 1990; Folger e Breda (1989) e Word et al. (1990)).

Ainda avaliando o projeto STAR, Krueger (1999) concluiu que as notas dos alunos aumentaram 4 percentis no primeiro ano em que foram realocados para classes menores e que continuaram a aumentar cerca de 1 percentil em cada ano subsequente. Krueger e Whitmore (2001), a fim de analisar os efeitos de longo prazo do projeto, acompanharam os alunos participantes e verificaram que aqueles que foram alocados para salas menores no ensino fundamental tinham maior probabilidade de frequentar uma universidade no futuro.

Também com dados dos Estados Unidos, há evidências de que exista uma relação positiva entre redução do tamanho das salas e desempenho dos alunos nas

séries iniciais do ensino fundamental (Jepsen & Rivkin, 2009). Porém, argumentam que uma questão importante a se analisar é se os benefícios do programa compensam seu alto custo de implementação.

Em outros países, Angrist e Lavy (1999), com dados de estudantes de 4ª e 5ª séries de Israel e aplicando a metodologia de regressão descontínua, encontraram um resultado negativo entre maior tamanho da sala e desempenho nos exames de matemática e interpretação de textos. Entretanto, em trabalho recente, Angrist, Lavy, Leder-Luis, e Shany (2017) mostram que existem evidências de manipulação nas matrículas totais utilizadas no artigo de 1999, de modo que as conclusões obtidas não estariam válidas. Por isso, nesse último os autores constroem uma nova variável de matrícula, baseando-se na data de nascimento dos alunos. Os autores concluem que não há efeito estatisticamente significante do tamanho da sala nas notas dos alunos em matemática e interpretação de textos.

Aplicando também a metodologia de regressão descontínua, Sapelli e Illanes (2016) mostram que há um efeito negativo do aumento do tamanho da sala no desempenho, mas que esse efeito pode ser ofuscado pelo impacto também negativo de um professor dando aula em universidade pela primeira vez.

Na Itália, o efeito exógeno de um aumento no tamanho da sala piora significativamente o desempenho em matemática, enquanto não afeta o desempenho em línguas (De Paola, Ponzo, & Scoppa, 2013). Na mesma linha, na Colômbia há evidências de que um aluno a mais em sala diminui, em média, 2,4 pontos no exame de matemática dos demais alunos (Breton, 2014).

Entretanto, não há um consenso na literatura de que exista efeito significante do tamanho da sala no desempenho dos alunos. Segundo Hoxby (2000), baseado num experimento em escolas de Connecticut, diminuir o tamanho das salas não impacta o desempenho dos alunos. A autora argumenta que o problema de variável omitida e endogeneidade geralmente presentes nos demais estudos sobre o tema são muito menos prováveis de ocorrer neste caso, pois a variação no tamanho da sala é exógena (não é afetada pela decisão dos pais por exemplo) e os participantes não sabem que estão sendo avaliados.

Com dados do UTD Texas School Project, Rivkin, Hanushek, e Kain (2005) encontram evidências de que a qualidade dos professores, mais do que a redução no tamanho da sala, impacta positivamente o desempenho dos alunos em matemática e interpretação de textos. Da mesma forma, Funkhouser (2009) conclui que há um efeito muito pequeno de reduzir as salas de aula na pré-escola no desempenho nas provas da 2ª série, especialmente quando comparado a outros determinantes da nota.

Na Noruega, Leuven, Oosterbeek, e Rønning (2008) aplicam a mesma metodologia de Angrist e Lavy (1999), encontrando resultados diferentes. O estudo conclui que não há efeitos significantes da redução do tamanho das salas de 5º a 9º anos do ensino fundamental no desempenho dos alunos em testes aplicados no 9º ano. Os

resultados se mantêm para escolas com diferentes características, como background socioeconômico dos alunos e currículo de professores.

Esses resultados contraditórios podem ser atribuídos a possíveis problemas econométricos como endogeneidade, o que dificulta recuperar o efeito causal do tamanho da sala na performance dos alunos. Por exemplo, melhores professores podem ser designados a salas maiores ou alunos com menos habilidades podem ser alocados a salas menores (De Paola et al., 2013).

Além disso, a falta de consenso na literatura pode ser explicada pelo fato de que a adição de um aluno afeta o desempenho dos demais via dois fatores, que possivelmente agem em sentidos opostos: o tamanho da sala e o efeito par (ou *peer effect*). O primeiro afeta o desempenho negativamente por diminuir a razão professor/aluno (efeito conhecido como "*teacher resource*") e/ou por levar a problemas relacionados à disciplina da turma (conhecido como "*crowding effect*"). Por outro lado, espera-se que o efeito de introduzir um aluno a mais na sala (efeito par) possa gerar externalidades positivas ou negativas.

## 1.2 Contexto Institucional

No Brasil, ainda não há uma legislação nacional em vigor que limite o número de alunos por sala no ensino básico, tanto no privado como no público. Entretanto, existe um projeto de lei, aprovado pela Comissão de Educação do Senado em outubro de 2012, que estabelece um máximo de 25 estudantes por sala na pré-escola e nos dois primeiros anos do Ensino Fundamental e de 35 nos demais anos. Esse projeto ainda estabelece que esses limites possam ser até 20% maiores caso as escolas possuam espaço físico para acomodar tais estudantes.

No estado de São Paulo, a Resolução SE 86, de 28/11/2008, discorre sobre as diretrizes e os procedimentos para atendimento à demanda escolar da rede estadual de ensino. Em particular, o artigo número 2 dessa resolução estabelece que, na média, o número máximo de alunos por turma deve ser de 30 alunos para os anos iniciais do Ensino Fundamental e 35 alunos para os anos finais. A resolução também afirma que "Casos excepcionais deverão ser submetidos à análise da Diretoria de Ensino e à homologação anual da respectiva Coordenadoria." O Apêndice B contém o artigo 2 dessa resolução.

Já no município de São Paulo, anualmente é lançada uma portaria que apresenta as normas acerca da organização das unidades escolares da rede municipal de ensino. Desde 2009, essa portaria estabelece que as classes do primeiro ano do Ciclo I[6] do Ensino Fundamental regular devam ser formadas com até 32 alunos e as demais classes do Ensino Fundamental, com até 35 alunos.[7] O Apêndice B contém o artigo 20

[6] O Ciclo I compreende do 1º ao 5º anos iniciais do ensino fundamental

[7] Em novembro de 2014, a Portaria nº 6.572, de 25 de Novembro de 2014, diminuiu para 33 o número máximo de alunos por turma do 3º ao 9º ano do Ensino Fundamental. Entretanto, afirma que será

dessa resolução. A Tabela 1 expões os respectivos máximos estabelecidos do 5º e 9º ano das redes estaduais e municipais de São Paulo.

As secretarias estaduais e municipais de educação fiscalizam o cumprimento do número máximo de alunos por turma por meio das respectivas diretorias de ensino, que enviam supervisores para visitarem as escolas. Entretanto, ainda assim existem casos de superlotação das salas. Sobre eles, as secretarias argumentam serem casos excepcionais de escolas em regiões onde não é possível construir outras unidades (como áreas de manancial ou de regularização fundiária); ou mesmo casos em que há alguma determinação judicial para que mais alunos estudem ali.

Além disso, em regiões com grande demanda, evidências anedóticas apontam que é frequente as escolas recusarem alunos por detrimento de recursos físicos para atendê-los, alegando que não há mais vagas no respectivo ano escolar. Quando isso ocorre, os alunos são colocados em lista de espera ou indicados a procurar uma outra unidade escolar mais próxima.

O contexto aqui apresentado também serve como justificativa adicional para o presente trabalho. A existência de uma resolução ou portaria, seu cumprimento, mesmo que imperfeito, e seus efeitos são pontos essenciais na análise de impactos de políticas públicas.

**Tabela 1.** Número Máximo de Alunos por Turma nas Redes Estadual e Municipal de São Paulo.

| Rede de Ensino | Espécie Normativa | Máximo 5º ano | Máximo 9º ano |
|---|---|---|---|
| SP (Municipal) | Portaria nº 4.722, de 16 de Outubro de 2009 | 35 | 35 |
| SP (Estadual) | Resolução SE-86, de 28 de Novembro de 2008 | 30 | 35 |

## 2. Metodologia

Para estimar o impacto do tamanho da sala no desempenho dos alunos, seria ideal que houvesse um experimento aleatório que designasse alunos a salas de aula de tamanhos diferentes. Entretanto, na ausência de um experimento, as metodologias que buscam replicá-lo da maneira mais próxima possível, chamadas de métodos quase-experimentais, podem ser utilizadas para recuperar o efeito causal de interesse. Dentre elas,[8] o método de desenhos de regressão descontínua (ou RDD, do inglês *Regression Discontinuity Design*) é o mais crível e transparente para encontrar o efeito de programas ou políticas (Lee & Lemieux, 2010). Sob determinadas condições

uma medida gradual. Por isso, nos dados de 2015 analisados ainda não existem evidências de que essa nova portaria esteja sendo seguida.

[8]Outras metodologias quase-experimentais seriam diferenças em diferenças, variáveis instrumentais, *propensity score matching*.

detalhadas nas próximas sub-seções, esse método é capaz de isolar o efeito do tratamento de maneira tão boa quanto se ele tivesse sido aleatorizado.

O uso de RDD se aplica a dois cenários distintos: o primeiro, conhecido como *sharp* RDD, é quando o tratamento de interesse é uma função determinística e descontínua de uma dada variável (chamada de *running variable*); o segundo, conhecido como *fuzzy* RDD, ocorre quando há uma descontinuidade no valor esperado ou na probabilidade do tratamento condicional à *running variable*. No presente estudo, o valor esperado do tamanho da sala (variável de tratamento) é uma função descontínua do total de alunos matriculados (*running variable*), consistindo num *fuzzy* RDD.

Dadas as regras expostas na seção anterior que estipulam em 35 o número máximo de alunos por sala no 5º ano municipal e 9º ano estadual de São Paulo, as escolas devem ajustar a quantidade de alunos por turma condicional ao total de matrículas. Isso implica que, considerando que a regra seja seguida, se houver 36 alunos matriculados, seriam formadas duas salas com 18 alunos em cada uma. Dessa forma, haveria uma descontinuidade no tamanho da sala (de uma para duas salas) no exato ponto em que a matrícula total aumenta de 35 para 36. Se não existir nenhuma outra característica que também seja descontínua nesse ponto, então alunos em salas com 35 pessoas seriam um bom contrafactual para alunos em salas com 18 estudantes. Por esse raciocínio, a descontinuidade ocorrerá em quaisquer valores de matrícula total que sejam múltiplos de 35.

Como essas determinações não são perfeitamente seguidas pelas escolas, trata-se de um *fuzzy* RDD. A ideia é utilizar o tamanho da sala predito pela respectiva regra como instrumento para o tamanho da sala realizado. Nesse contexto, o objetivo deste estudo é comparar o desempenho na Prova Brasil em português e matemática de alunos que estejam em salas de aula com número de alunos à esquerda e à direita da regra (ou múltiplos dela) de tamanho máximo da sala.

## 2.1 Regressão Descontínua *Fuzzy*

Seguindo Angrist e Pischke (2008), o RDD *fuzzy* explora descontinuidades na probabilidade ou no valor esperado do tratamento condicional a uma covariada. A própria descontinuidade se torna uma variável instrumental para o status de tratamento, em vez de determiná-lo de maneira compulsória. Há, então, um salto na probabilidade de tratamento. Formalmente, definindo $D_i$ como a variável binária que denota o tratamento (sendo igual a 1 se tratado e 0 caso contrário); $x_i$ como sendo a *running variable* e $c_1$ o ponto de corte, tem-se que:

$$P\left(D_i = 1 \mid x_i\right) = \begin{cases} g_0\left(x_i\right), & \text{se } x_i \leq c_1 \\ g_1\left(x_i\right), & \text{se } x_i > c_1 \end{cases},$$

onde $g_0\left(x_i\right)$ e $g_1\left(x_i\right)$ podem ser quaisquer polinômios de ordem $p$ desde que sejam diferentes ao redor de $c_1$.

Desse modo, a relação entre a probabilidade de tratamento e $x_i$ pode ser escrita por:

$$\mathbb{E}\left(D_i = 1 \mid x_i\right) = P\left(D_i = 1 \mid x_i\right) = g_0\left(x_i\right) + \left[g_1\left(x_i\right) - g_0\left(x_i\right)\right]T_i\,, \tag{1}$$

onde

$$T_i = 1\left(x_i \geq c_1\right),$$

em que a variável binária $T_i$ indica o ponto onde $\mathbb{E}\left(D_i = 1 \mid x_i\right)$ é descontínua.

O RDD *fuzzy* pode ser naturalmente estimado por Mínimos Quadrados em 2 Estágios (MQ2E), em que a equação (1) é o primeiro estágio de interesse, com $T_i$ funcionando como um instrumento para o tratamento $D_i$. O segundo estágio é então dado por uma regressão de uma variável dependente $Y_i$ no valor estimado de $\mathbb{E}\left(D_i = 1 \mid x_i\right)$, controlando por funções da *running variable* $x_i$. Formalmente, o efeito de interesse é calculado por:

$$\lim_{h \to 0} \frac{\mathbb{E}\left[Y_i \mid c_1 < x_i < c_1 + h\right] - \mathbb{E}\left[Y_i \mid c_1 - h < x_i < c_1\right]}{\mathbb{E}\left[D_i \mid c_1 < x_i < c_1 + h\right] - \mathbb{E}\left[D_i \mid c_1 - h < x_i < c_1\right]} = \rho\,.$$

Nesse caso, sendo $T_i$ um instrumento binário para o tratamento $D_i$ numa $h$-vizinhança de $c_1$, o estimador acima consiste no conhecido estimador de Wald. Hahn, Todd, e Van der Klaauw (2001) foram os primeiros a interpretá-lo no caso do RDD *fuzzy* como o efeito do tratamento sobre os *compliers*. Nesse contexto, os *compliers* são indivíduos tratados somente por estarem à direita do ponto de corte ($x_i \geq c_1$), e que não o seriam caso contrário.

Assim como é importante a existência de um forte primeiro estágio na metodologia de variáveis instrumentais, no RDD *fuzzy* é igualmente importante verificar que existe uma descontinuidade na relação entre $D_i$ e $x_i$. Além disso, há ainda uma hipótese fundamental para a validade dos resultados de RDD, seguindo Lee e Lemieux (2010):

**Hipótese 1** (H1). *Aleatorização local: se os agentes possuem controle impreciso sobre a* running variable $x_i$*, então o tratamento é tão bom quanto se fosse aleatorizado ao redor do ponto de corte* $c_1$.

A hipótese acima pode ser testada por meio da análise da densidade da *running variable*, como proposto por McCrary (2008) e explicado na sub-seção de validação dos resultados. Se H1 for válida, a principal implicação é que se pode testar se as covariadas definidas pré tratamento são iguais entre os grupos tratado e controle para verificar se o experimento foi bem feito.[9] No caso do RDD, consiste em verificar se as covariadas entre indivíduos à direita do ponto de corte são iguais às de indivíduos à esquerda, dentro de uma dada janela. Em outras palavras, as covariadas não devem apresentar nenhuma descontinuidade ao redor do ponto de corte.

[9] A ideia é análoga a testar o balanceamento, em termos de variáveis observadas, entre o grupo tratado e controle num experimento aleatório.

### 2.1.1 Regressão Descontínua *fuzzy* aplicada ao tamanho da sala

No presente estudo, o RDD *fuzzy* é generalizado em dois aspectos com relação ao que foi exposto anteriormente. Primeiro, a variável de tratamento — o tamanho da sala — assume diversos valores, de modo que a descontinuidade no ponto de corte em questão leva a saltos no valor esperado do tamanho da sala, e não na probabilidade. Além disso, como a *running variable* são as matrículas totais, trata-se de um caso em que há múltiplos pontos de corte.

Desse modo, o tamanho predito da sala na escola $e$ no ano escolar $a$, caso a regra seja estritamente seguida, é dado por uma regra análoga à de Maimonides, primeiramente desenvolvida por Angrist e Lavy (1999):

$$Tamanho\,da\,Sala\,Predito_{ea} = \frac{Matrícula_{ea}}{\text{int}\left(\dfrac{Matrícula_{ea}-1}{Máximo\,Estabelecido_{a}}\right)+1}, \qquad (2)$$

em que $Tamanho\,da\,Sala\,Predito_{ea}$ é o tamanho da classe na escola ($e$), no ano escolar ($a$) predito pelo $Máximo\,Estabelecido_{a}$ pela lei ou resolução do respectivo estado no ano escolar ($a$) (ver Tabela 1); $Matrícula_{ea}$ é o total de alunos matriculados na escola ($e$), no ano escolar ($a$), conforme dados do Censo Escolar 2015; int($x$) é o maior inteiro menor ou igual a $x$.

Voltando ao exemplo do início desta seção, em que o $Máximo\,Estabelecido_{a}$ era de 35 alunos por sala e considerando $Matrícula_{ea}$ igual a 74 alunos, de modo que int$((74-1)/35)+1$ é igual a 3, então o $Tamanho\,da\,Sala\,Predito_{ea}$ seria igual a 24,67. Isto é, pela regra seriam formadas 3 salas com mesmo tamanho de 24,67 alunos, de modo que o $Tamanho\,da\,Sala\,Predito_{ea}$ seja o mesmo para alunos de uma mesma escola ($e$) e ano escolar ($a$). Na prática, entretanto, os alunos não são necessariamente designados a salas de mesmo tamanho, o que nem seria possível no caso de se ter 74 alunos matriculados. A seção de análise descritiva explora melhor a distribuição dos alunos entre as salas.

Mesmo que o $Tamanho\,da\,Sala\,Predito_{ea}$ não seja um preditor perfeito do tamanho da sala observado, espera-se que haja uma relação entre ambos, que pode ser sintetizada numa equação de primeiro estágio, da forma:

$$Tamanho\,Sala_{ea} = \pi_0 + \pi_1 Tamanho\,da\,Sala\,Predito_{ea} + \pi_2 Matrícula_{ea} + \pi_3 Matrícula_{ea}^2 + \pi_4 X_{iea} + \pi_5 INSE_e + \mu_{iea}, \qquad (3)$$

onde $Tamanho\,Sala_{ea}$ é o tamanho médio da sala na escola ($e$), no ano escolar ($a$);[10] $Matrícula_{ea}^2$ são as $Matrícula_{ea}$ ao quadrado; $X_{iea}$ são características dos

[10] Aqui, é importante ressaltar que não temos acesso ao tamanho da sala observado para cada aluno ($i$), conforme explicado na seção de Dados, de modo que foi utilizado o tamanho médio da sala para um dado ano escolar e escola como *proxy*. Portanto, a variável $Tamanho\,Sala_{ea}$, assim como o $Tamanho\,da\,Sala\,Predito_{ea}$ variam somente entre ano escolares e escolas

alunos como raça, sexo e escolaridade dos pais; *INSE* é do Indicador de Nível Socioeconômico da Escola *e* calculado pelo INEP;[11] $\mu_{iea}$ é o termo de erro aleatório. Caso a regra fosse perfeitamente seguida, tanto o coeficiente $\pi_1$ como o coeficiente de explicação do modelo, $R^2$, seriam iguais a 1.

Conforme visto, o RDD *fuzzy* pode ser naturalmente estimado por Mínimos Quadrados em Dois Estágios. Logo, para identificar o efeito do tamanho da sala nas notas dos alunos de 5º e 9º anos em Português e Matemática, a equação de interesse pode ser modelada por um segundo estágio:

$$Nota_{iea} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Tamanho\ Sala}_{ea} + \beta_2 Matrícula_{ea} + \beta_3 Matrícula_{ea}^2 + \beta_4 X_{iea} + \beta_5 INSE_e + u_{iea}, \quad (4)$$

em que $Nota_{iea}$ são as respectivas notas padronizadas com média 0 e desvio padrão 1 da Prova Brasil em Português e Matemática do aluno ($i$), na escola ($e$) e ano escolar ($a$); $\widehat{Tamanho\ Sala}_{ea}$ é o tamanho médio da sala estimado pela equação (3); $u_{ie}$ é o termo de erro aleatório, que representa características específicas aos alunos. O parâmetro $\beta_1$ capta o efeito de interesse deste estudo. O sinal esperado desse coeficiente é incerto, dada a falta de consenso na literatura sobre os efeitos do tamanho da sala no desempenho dos alunos. Além disso, como se trata de uma estimação por variáveis instrumentais, é importante ressaltar que o efeito causal dado por $\beta_1$ refere-se somente à população de *compliers*. Isto é, a alunos alocados a salas de aula de tamanho menores somente por terem sido afetados pela regra que estabelece um número máximo de alunos por turma.

Primeiramente, as equações (3) e (4) foram estimadas para toda a amostra, seguindo Angrist e Lavy (1999). Essa abordagem é simples e transparente de ser implementada. Num segundo momento, calculou-se o efeito de interesse para cada um dos múltiplos pontos de corte, onde as variáveis explicativas das equações (3) e (4) foram interagidas com um conjunto de variáveis *dummies* que assumiram o valor 1 caso as matrículas totais estivessem do ponto médio abaixo ao ponto médio acima do respectivo ponto de corte, seguindo a abordagem utilizada por Brollo, Nannicini, Perotti, e Tabellini (2013).

Por último, foram estimadas regressões lineares locais com *kernel* retangular,[12] o que significa efetuar uma regressão linear padrão dentro de uma janela $h$ em ambos

[11] A construção do INSE baseia-se nas respostas dadas pelos alunos aos questionários da Prova Brasil, incluindo medidas de: posse de bens no domicílio, contratação de serviços, renda familiar mensal e escolaridade dos pais. A medida é expressa numa escala contínua com média igual a 50 e desvio padrão igual a 10. Depois, para construir o INSE, são criados 7 níveis distintos: Nível I (medida até 30), Nível II (medida entre 30 e 40), Nível III (medida entre 40 e 50), Nível IV (medida entre 50 e 60), Nível V (medida entre 60 e 70), Nível VI (medida entre 70 e 80), e Nível VII (acima de 80).

[12] Imbens e Lemieux (2008) escrevem que "*from a practical point of view, one may just focus on the simple rectangular kernel, but verify the robustness of the results to different choices of bandwidth*." Portanto, este estudo reporta especificações considerando o dobro e o triplo de $h$ como janelas. Lee e

os lados do(s) ponto(s) de corte. Na prática, consiste em estimar as coeficientes $\pi_1$ e $\beta_1$ das equações (3) e (4) utilizando como instrumento *dummies* que assumem o valor 1 se os alunos estão à direita de cada um dos respectivos pontos de corte, e 0 caso estejam à esquerda,[13] somente para observações dentro de $h$. Neste estudo, a janela ótima $h$ foi calculada por meio do procedimento proposto por Calonico, Cattaneo, e Titiunik (2014), que busca minimizar o erro quadrático médio dos estimadores, a fim de otimizar o *trade off* entre viés e variância.[14]

Fazendo uma analogia com a notação da sub-seção anterior:

- *Tamanho Sala* é a variável de tratamento $D_i$;
- *Tamanho da Sala Predito* é o instrumento $T_i$;
- *Matrícula* é a *running variable* $x_i$;
- *Nota* é a variável dependente $Y_i$.

Para valer a hipótese de identificação H1, é preciso verificar se não há manipulação da *running variable* $Matrícula_{ea}$ em cada um dos múltiplos pontos de corte, o que será feito via teste de McCrary (2008). Na prática, isso significa que as escolas não podem manipular precisamente o número de matrículas totais ao redor do máximo estabelecido pelas respectivas regras. Validada essa hipótese, pode-se afirmar que, em torno dos pontos de corte, os alunos são designados a salas de aula de tamanhos diferentes de maneira tão boa quanto se eles tivessem sido aleatorizados. Como visto, uma maneira de verificar se essa aleatorização foi bem feita é comparar as covariadas dos alunos à direita e à esquerda dos pontos de corte. Em outras palavras, nenhuma outra covariada deve mostrar uma descontinuidade em torno desses pontos, o que também será testado na seção de Validação dos resultados.

## 3. Dados e Análise Descritiva

A principal base de dados utilizada neste estudo foi a Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc) 2015, mais conhecida como Prova Brasil, criada com o objetivo de avaliar a qualidade do ensino ministrado nas escolas das redes públicas de ensino fundamental do país. Trata-se de uma avaliação censitária[15] bianual

Lemieux (2010) também argumentam que "*While other kernels (triangular, Epanechnikov, etc.) could also be used, the choice of kernel typically has little impact in practice. As a result, the convenience of working with a rectangular kernel compensates for efficiency gains that could be achieved using more sophisticated kernels.*"

[13] Regressões lineares locais fornecem uma maneira não paramétrica de estimar consistentemente o efeito tratamento de interesse (Hahn et al., 2001; e Porter, 2003).

[14] O cálculo da janela ótima foi feito utilizando o pacote rdbwselect no software Stata, seguindo as instruções dadas em Calonico, Cattaneo, Farrell, e Titiunik (2016).

[15] Apesar de censitária, nem todos os alunos cadastrados no Censo Escolar 2015 fizeram a Prova Brasil, conforme melhor explorado na próxima subseção.

envolvendo os alunos do 5º ano (4ª série) e 9º ano (8ª série) do ensino fundamental regular das escolas públicas que possuem, no mínimo, 20 alunos matriculados[16] nos anos/séries avaliados. A Prova Brasil avalia o desempenho escolar em Língua Portuguesa (foco em leitura) e Matemática (foco na resolução de problemas). Na amostra deste estudo, foram considerados alunos do 5º ano de escolas municipais da cidade de São Paulo e do 9º ano estadual de todo o estado de São Paulo que fizeram a Prova Brasil e responderam ao questionário socioeconômico.

As variáveis resposta analisadas foram as respectivas notas dos alunos de 5º e 9º anos em Português e Matemática, que variam de 0 a 500. Além disso, as variáveis explicativas consistem em características dos alunos e o Indicador de Nível Socioeconômico da escola, todas elas disponíveis nos questionários da Prova Brasil. A Tabela A-1 no Apêndice A descreve todas as variáveis utilizadas.

O tamanho da sala, em número de alunos, só está disponível a nível de aluno no Censo Escolar. Entretanto, somente é possível cruzar o Censo Escolar com a Prova Brasil pelo código da escola, de modo que não é possível identificar qual o tamanho da sala observado para cada aluno. Portanto, esse foi estimado considerando o número médio de alunos por sala para uma dada escola e ano escolar. Essa variável será instrumentalizada, então tal aproximação não representará um erro de medida na equação (4). Para verificar o quão sensíveis os resultados encontrados são a tal aproximação, será feita uma análise de robustez restringindo a amostra para escolas com diferença de no máximo um aluno aluno entre as turmas.

## 3.1 Análise Descritiva e Primeiro Estágio

Apesar de censitária, nem todos os alunos cadastrados no Censo Escolar 2015 realizaram a Prova Brasil 2015. No 5º ano municipal da cidade de São Paulo, há 51.271 alunos de 554 escolas cadastrados no Censo Escolar 2015, sendo que 45.091 preencheram a Prova Brasil nesse ano, totalizando uma taxa de participação de 87,9%. Já no 9º ano estadual de São Paulo, essa taxa cai para 79,4%, uma vez que 319.258 alunos de 402.168 cadastrados no Censo Escolar fizeram a Prova Brasil em 2015. O total de escolas no 9º ano era de 3.752.

A Tabela A-2 contém uma análise descritiva das variáveis utilizadas no modelo. O Painel A compara as estatísticas do número médio de alunos por turma, com base no Censo Escolar, com a aproximação pela média do número de alunos por turma com base nas informações da Prova Brasil. Analisando-se descritivamente os dados, percebe-se que, no 5º ano, os valores calculados são muito próximos, tanto na média quanto ao longo da distribuição. No 9º ano, há uma diferença um pouco maior no percentil 10, mas que diminui nos demais. Na média, ambos os valores são muito próximos.

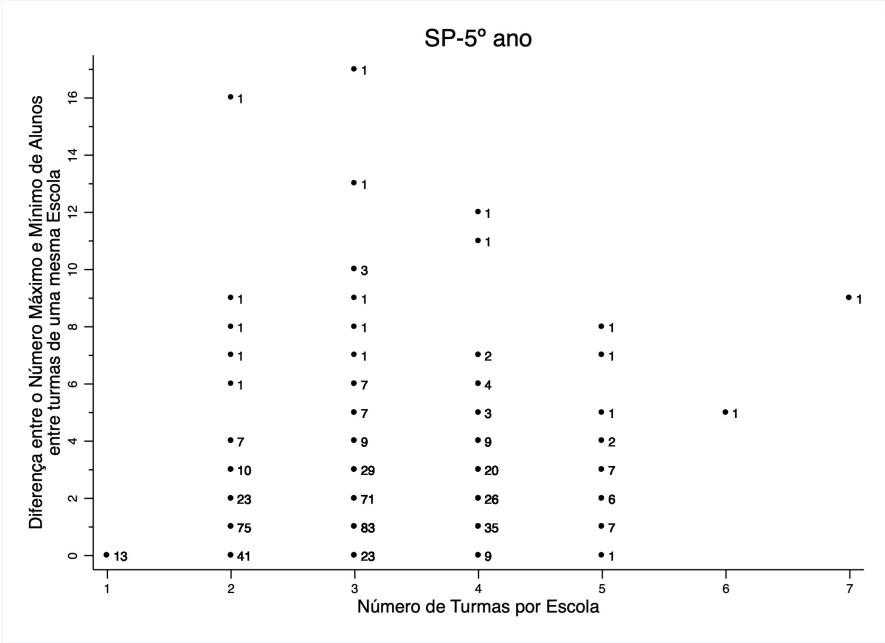
[16] Valor baseado nas informações do Censo Escolar 2015.

As escolas que possuem 5º ano municipal na cidade de São Paulo apresentam, na média, 14,6 salas de aula e 75,3 funcionários. No 9º ano estadual de São Paulo, essas medidas são similares, de 13,5 e 68,6 respectivamente. Além disso, o número médio de turmas por escola é de 2,98 no 5º ano e 3,46 no 9º ano. O percentual de professores com alguma pós-graduação (especialização, mestrado ou doutorado) é bem baixo, sendo de 2,8% no 5º ano e um pouco maior, 4,6%, no 9º ano. Com relação ao Indicador de Nível Socioeconômico da Escola, no 5º ano as escolas são bastante homogêneas, uma vez que do percentil 25 ao 90 esse indicador é igual a 4. Já no 9º ano, a variabilidade do INSE é um pouco maior, de modo que o indicador assume o mesmo valor 4 do percentil 50 ao 90.

Tanto no 5º ano municipal como 9º ano estadual de São Paulo, a proporção de homens e mulheres é a mesma, cerca de 50%. No 9º ano, o percentual de alunos que já reprovou em alguma série é um pouco maior do que o dobro verificado no 5º ano, sendo de 20% e 8,9% respectivamente. As notas médias dos alunos em Português e Matemática na Prova Brasil são maiores no 9º ano (250,4 e 253,6 respectivamente) do que no 5º ano (210,3 e 220 respectivamente). A Tabela A-3 mostra a distribuição do número de alunos por sala de aula de acordo com o número de turmas.

Um fator interessante a se analisar é a heterogeneidade das turmas com relação ao número de alunos dentro de uma mesma escola e um mesmo ano escolar. A Figura 4 ilustra essa heterogeneidade, com base no Censo Escolar 2015, mostrando a quantidade de escolas existentes com certo número de turmas e determinada diferença entre o valor máximo e mínimo de alunos por turma para cada ano escolar e respectiva rede de ensino analisada. Tanto no 5º ano como no 9º ano, a maior concentração de escolas possui 3 turmas: 237 de um total de 549 e 963 de um total de 3.751 escolas respectivamente. Além disso, 237 escolas (43% do total) apresentam diferença de até um aluno entre as turmas no 5º ano e 972 (26% do total) no 9º ano, indicando maior homogeneidade com relação ao tamanho da sala no 5º ano municipal do que no no 9º ano estadual. Como análise de robustez e para verificar a sensibilidade dos resultados encontrados à aproximação utilizada para o tamanho observado da sala, a amostra será restrita a escolas que tenham no máximo diferença de até um aluno entre as turmas na seção 4.

Uma condição fundamental para a estimação do *fuzzy* RDD é que haja uma forte relação de primeiro estágio. No contexto deste estudo, isso significa que, embora a regra que determine o número máximo de alunos por turma não precise ser perfeitamente seguida pelas escolas, deve haver algum *enforcement* para que isso ocorra. A Figura 5 mostra essa relação, plotando o tamanho médio da sala, em número de alunos, para cada nível de matrícula total, e o tamanho da sala predito pela equação (2). Verifica-se que há uma influência da regra no tamanho realizado, que será formalmente testada numa equação de primeiro estágio na próxima Seção. No 5º ano, essa relação parece mais forte, especialmente no segundo e terceiro pontos. Já no 9º ano, há mais ruído, sendo que no primeiro ponto de corte é onde



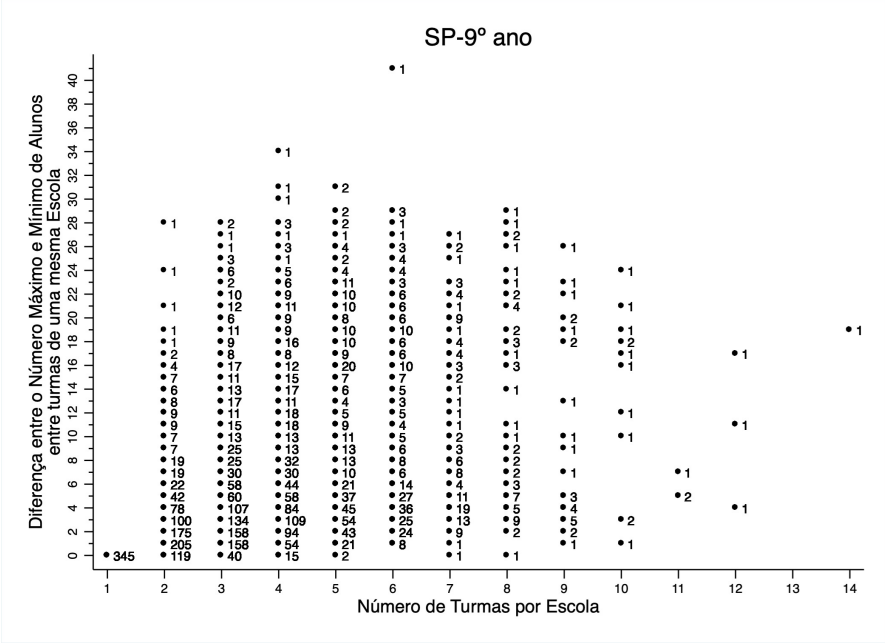




**Figura 4.** Distribuição do número de escolas por número de turmas e diferença entre o máximo e mínimo número de alunos por turma – São Paulo.

Cada valor representa o número de escolas municipais do 5º ano municipal da cidade de São Paulo e do 9º ano estadual de São Paulo em cada intersecção, com base no Censo Escolar 2015. Por exemplo, no 5º ano, há 23 escolas com duas turmas e diferença de dois alunos entre elas. No total, há 549 escolas municipais em São Paulo no 5º ano e 3.751 estaduais no 9º ano.

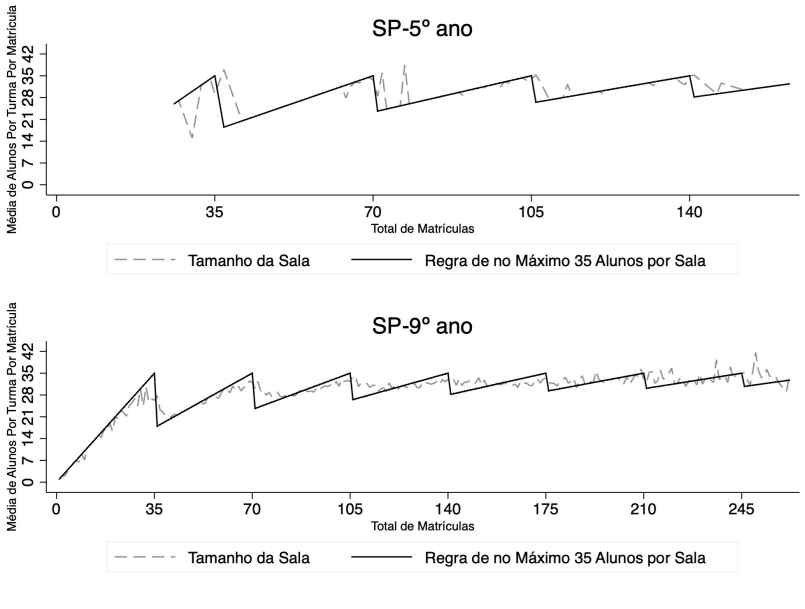



**Figura 5.** Primeiro Estágio
Essa figura plota o tamanho médio da sala, em número de alunos, por nível de matrícula, e o tamanho predito pela regra descrita na equação 2, do 5º ano municipal da cidade de São Paulo e do 9º ano estadual de São Paulo com base no Censo Escolar 2015. Foram plotadas apenas matrículas totais inferiores ao percentil 95.

parece haver maior influência da regra no tamanho realizado. A próxima seção testa formalmente a existência de um primeiro estágio.

## 4. Resultados

Esta seção inicia descrevendo os resultados do primeiro estágio e da forma reduzida (equação (3)) e do segundo estágio (equação (4)). Para validar os resultados, esta seção também apresenta os testes de McCrary e de balanceamento da amostra ao redor do(s) ponto(s) de corte. Por último, são descritas as especificações que foram usadas como teste de robustez.

### 4.1 Efeitos do Tamanho da Sala nas Notas dos Alunos

A Tabela 2 apresenta as estimações de primeiro estágio e forma reduzida (equação (3)). As colunas 1, 3 e 5 apresentam os resultados sem a presença de variáveis de controla. Já as colunas 2, 4 e 6 consideram variáveis de controle como: matrículas totais e matrículas totais ao quadrado; características dos alunos (sexo, raça, escolaridade dos pais e se o aluno já reprovou) e das escolas (número de funcionários, número

de salas de aula e o INSE).[17] Essa tabela mostra os coeficientes estimados do *Tamanho da Sala Predito* numa regressão em que a variável dependente corresponde aos títulos das colunas, considerando toda a amostra e pontos de corte, seguindo Angrist e Lavy (1999).

As colunas 1 e 2 correspondem ao coeficiente de primeiro estágio ($\pi_1$), ou seja, ao efeito do tamanho da sala predito pela regra no tamanho observado. Tanto no 5º (Painel A) como no 9º ano (Painel B), o coeficiente estimado é positivo e fortemente significante, mas apresenta maior magnitude no 5º ano, confirmando as evidências mostradas pela Figura 5. Conforme esperado, os coeficientes dessas colunas são inferiores à unidade, uma vez que as escolas não seguem perfeitamente a regra estabelecida pelas respectivas Secretarias de Educação. As demais colunas reportam os coeficientes da forma reduzida, indicando que não há efeitos estatisticamente significantes do tamanho da sala predito pela regra nas notas dos alunos.

A Tabela 3 mostra os resultados da estimação de $\beta_1$ da equação (4) por MQ2E. Nela, a variável endógena corresponde ao tamanho médio da sala, que

**Tabela 2.** Resultados do Primeiro Estágio e Formas Reduzidas.

| | Tamanho da Sala | | Nota Matemática | | Nota Português | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| **Painel A: 5º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,684*** | 0,686*** | 0,002 | 0,002 | 0,003 | 0,002 |
| | (0,060) | (0,061) | (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,003) |
| Obervações | 45.089 | 35.877 | 41.980 | 35.867 | 41.980 | 35.867 |
| $R^2$ | 0,446 | 0,470 | 0,002 | 0,046 | 0,002 | 0,062 |
| **Painel B: 9º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,212*** | 0,205*** | 0,001 | −0,002 | 0,001 | −0,002 |
| | (0,028) | (0,027) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,001) |
| Observações | 319.258 | 264.751 | 288.312 | 264.730 | 288.312 | 264.730 |
| $R^2$ | 0,195 | 0,215 | 0,002 | 0,088 | 0,001 | 0,120 |
| Controle Alunos e INSE | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |

*Nota:* Essa tabela apresenta os efeitos da forma reduzida (estimação de $\pi_1$ da equação (3) por MQO) do *Tamanho da Sala Predito* no tamanho médio da sala observado e nas notas dos alunos em Matemática e Português. Os coeficientes foram estimados utilizando toda a amostra, seguindo Angrist e Lavy (1999) e Angrist et al. (2017). Como controle, foram incluídas *dummies* de sexo, se o aluno é branco, homem, se já reprovou, se a mãe possui Ensino Fundamental completo, se o pai possui Ensino Fundamental completo, se o professor possui pós graduação. O INSE, Indicador de Nível Socioeconômico da escola calculado pelo INEP, o número de salas de aula utilizadas e de funcionários foram utilizados como controle de escola. A amostra inclui todos os alunos do 5º ano municipal da cidade de São Paulo (Painel A) e do 9º ano estadual (Painel B) de São Paulo que fizeram a Prova Brasil 2015. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola. $^{***}p < 0{,}01$; $^{**}p < 0{,}05$; $^{*}p < 0{,}1$.

[17] Foram também estimados modelos sem a inclusão de matrícula e matrícula ao quadrado, mas que não constam nessa versão por questão de espaço. Os resultados variam pouco entre as diferentes especificações.

foi instrumentalizada pelo tamanho predito pela regra, conforme equação (2). Os erros padrão foram clusterizados por escola e foram usadas especificações sem (colunas 1 e 3) e com (colunas 2 e 4) controle de alunos, escola e INSE. As estimativas pontuais e os erros padrão são muito próximos de zero, permitindo-se concluir que não existem evidências estatísticas de que aumentar um aluno na sala tenha efeito nas notas, tanto para o 5º (Painel A) como 9º ano (Painel B).

Para melhor compreender como os efeitos de primeiro e segundo estágio variam de individualmente de um ponto de corte a outro, a seção A.2 no Apêndice A expõe esses resultados de duas maneiras: uma que segue Brollo et al. (2013) e outra usando a janela ótima conforme procedimento proposto por Calonico et al. (2014).

É importante ressaltar que os efeitos aqui encontrados são locais em dois sentidos (Brollo et al., 2013). Primeiro, por se tratar de um *fuzzy* RDD, os resultados se aplicam para observações ao redor dos pontos de corte. Em segundo lugar, pela literatura de variáveis instrumentais, sabe-se também que o efeito é estimado somente para a população de *compliers*, isto é, para alunos que foram alocados a salas de aula

**Tabela 3.** Efeitos do Tamanho da Sala nas Notas dos Alunos.

| | Nota Matemática | | Nota Português | |
|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| **Painel A: 5º ano** | | | | |
| *Tamanho Sala* | 0,003 | 0,003 | 0,004 | 0,003 |
| | (0,005) | (0,004) | (0,005) | (0,004) |
| Obervações | 41.980 | 35.867 | 41.980 | 35.867 |
| $R^2$ | 0,002 | 0,046 | 0,002 | 0,062 |
| **Painel B: 9º ano** | | | | |
| *Tamanho Sala* | 0,002 | −0,007 | 0,004 | −0,008 |
| | (0,007) | (0,006) | (0,008) | (0,007) |
| Observações | 288.312 | 264.730 | 288.312 | 264.730 |
| $R^2$ | 0,003 | 0,086 | 0,002 | 0,119 |
| Controle Alunos e INSE | Não | Sim | Não | Sim |

*Nota:* Essa tabela apresenta as estimativas da equação (4) por Mínimos Quadrados em 2 Estágios (coeficiente $\beta_1$ da equação (4)) utilizando toda a amostra. A variável endógena é o tamanho médio da sala, que foi instrumentalizada pelo tamanho predito pela equação (2). Como controle, foram incluídas *dummies* de sexo, se o aluno é branco, homem, se já reprovou, se a mãe possui Ensino Fundamental completo, se o pai possui Ensino Fundamental completo, se o professor possui pós graduação. O INSE, Indicador de Nível Socioeconômico da escola calculado pelo INEP, o número de salas de aula utilizadas e de funcionários foram utilizados como controle de escola. A amostra inclui todos os alunos do 5º ano municipal da cidade de São Paulo e do 9º ano estadual de São Paulo que fizeram a Prova Brasil 2015. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola.

de tamanho menores somente por terem sido afetados pela regra que estabelece um número máximo de alunos por sala.[18]

Comparando com a literatura, a conclusão vai ao encontro daquela exposta por Angrist et al. (2017), onde os autores mostram também não existir efeito estatisticamente significante de tamanho da sala no desempenho dos alunos de 4º e 5º ano em Israel. Os resultados também corroboram as evidências encontradas por Hoxby (2000) e Leuven et al. (2008). No Brasil, a conclusão obtida neste estudo contraria aquela reportada em Oliveira (2010), que concluem que há um efeito negativo de aumentar o tamanho da sala nas notas dos alunos. Entretanto, o último estudo citado utiliza a metodologia de *propensity score matching*, que possui hipóteses mais fortes do que a metodologia de RDD *fuzzy* empregada neste trabalho.

## 4.2 Validação dos Resultados

A principal hipótese de identificação da metodologia de regressão descontínua, descrita por H1, afirma que, se os agentes não possuem manipulação precisa da *running variable*, então o tratamento é tão bom quanto se fosse aleatorizado ao redor do(s) ponto(s) de corte. Uma vantagem dessa hipótese com relação a de outros métodos quase-experimentais é que ela pode ser formalmente testada. McCrary (2008) desenvolveu um teste que verifica se existem evidências de manipulação. A ideia é que, se os agentes conseguem controlar precisamente a *running variable*, há um salto estatisticamente significante na densidade dessa variável no(s) ponto(s) de corte. Essa análise é feita a partir dos histogramas suavizados com regressões lineares locais em cada um dos lados do(s) ponto(s) de corte. A violação de H1 invalidará os resultados encontrados neste estudo se a manipulação da *running variable* matrículas totais resultar num possível viés de seleção nas redondezas do(s) ponto(s) de corte.

A Figura 6 apresenta os resultados do teste de McCrary (2008)[19] para a amostra total (*pooled*) e também para pontos de corte cujo primeiro estágio foi estatisticamente significante em pelo menos uma especificação apresentada. Analisando essa figura, é possível concluir que não existem evidências de manipulação das matrículas totais ao redor desses pontos de corte. Logo, pode-se dizer, com 95% de confiança, que H1 é válida, ou seja, que a alocação dos alunos entre as salas é tão boa quanto se fosse aleatória ao redor dos pontos de corte.

O segundo passo para validar os resultados encontrados é verificar se, dado que não há manipulação, as características dos indivíduos são iguais em pontos à esquerda e à direita do ponto de corte. Caso realmente os alunos tenham sido

[18] A fim de trazer maior validade externa, a próxima seção descreve os resultados encontrados para outras redes de ensino que também possuem alguma regra que determina um número máximo de alunos por turma.

[19] Foi utilizado o programa DcDensity disponibilizado pelo autor para o cálculos das densidades e intervalos de confiança.

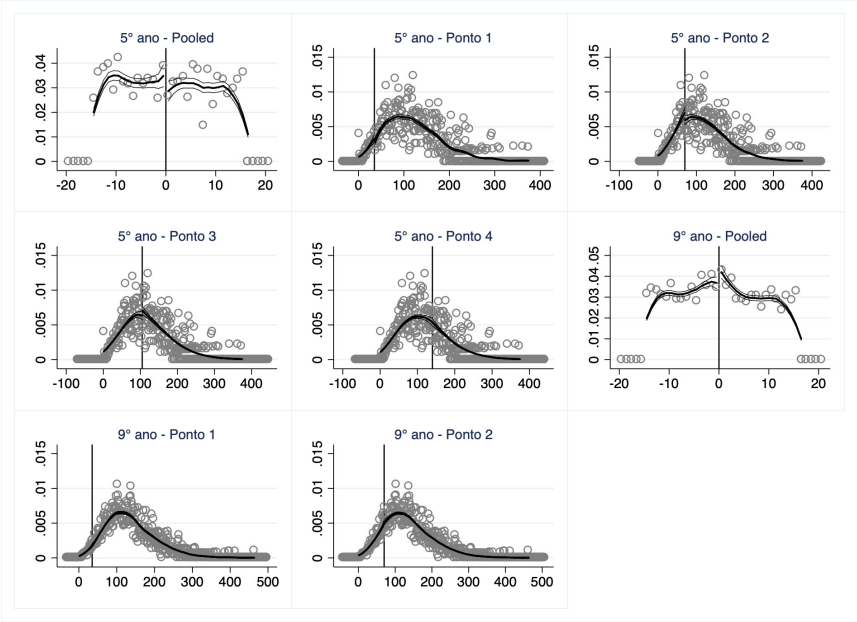



**Figura 6.** Teste De McCrary
Essa figura plota as densidades da matrícula total, com dados do Censo Escolar 2015, do 5º ano de escolas municipais da cidade de São Paulo e 9º ano de escolas estaduais de São Paulo. Foi utilizada a abordagem de McCrary (2008) para o cálculo das janelas, erros padrão e densidade. A Figura mostra as descontinuidades com bin de tamanho 1.

alocados de uma maneira tão boa quanto aleatória a salas de aula de tamanho diferentes, espera-se que as características determinadas pré tratamento estejam balanceadas ao redor dos diferentes pontos de corte.

Uma maneira amplamente utilizada em estudos de regressão descontínua para verificar o balanceamento da amostra é por meio da análise gráfica. Espera-se que a *running variable* não apresente descontinuidade numa dada característica determinada pré tratamento no respectivo ponto de corte. Pela Figura 7, verifica-se que não há evidências de descontinuidade em nenhuma covariada para a amostra toda *pooled*. A Figura 8 plota a mesma informação, mas somente para o segundo ponto de corte do 5º ano municipal, uma vez que esse foi o único cujo primeiro estágio se mostrou estatisticamente significante em todas as especificações apresentadas. Pode-se dizer que existem evidências de que as características estejam balanceadas em todos os gráficos.

Para formalmente testar o balanceamento das covariadas ao redor dos pontos de corte, a Tabela 4 reporta estimativas de MQO de uma regressão cuja variável explicativa de interesse é uma *dummy* igual a 1 caso a observação esteja à direita do respectivo ponto de corte e 0 caso contrário, e cuja variável resposta corresponde à cada uma dos títulos das colunas. Os coeficientes encontrados corroboram a conclusão obtida por meio da análise gráfica: não existem evidências de desconti-

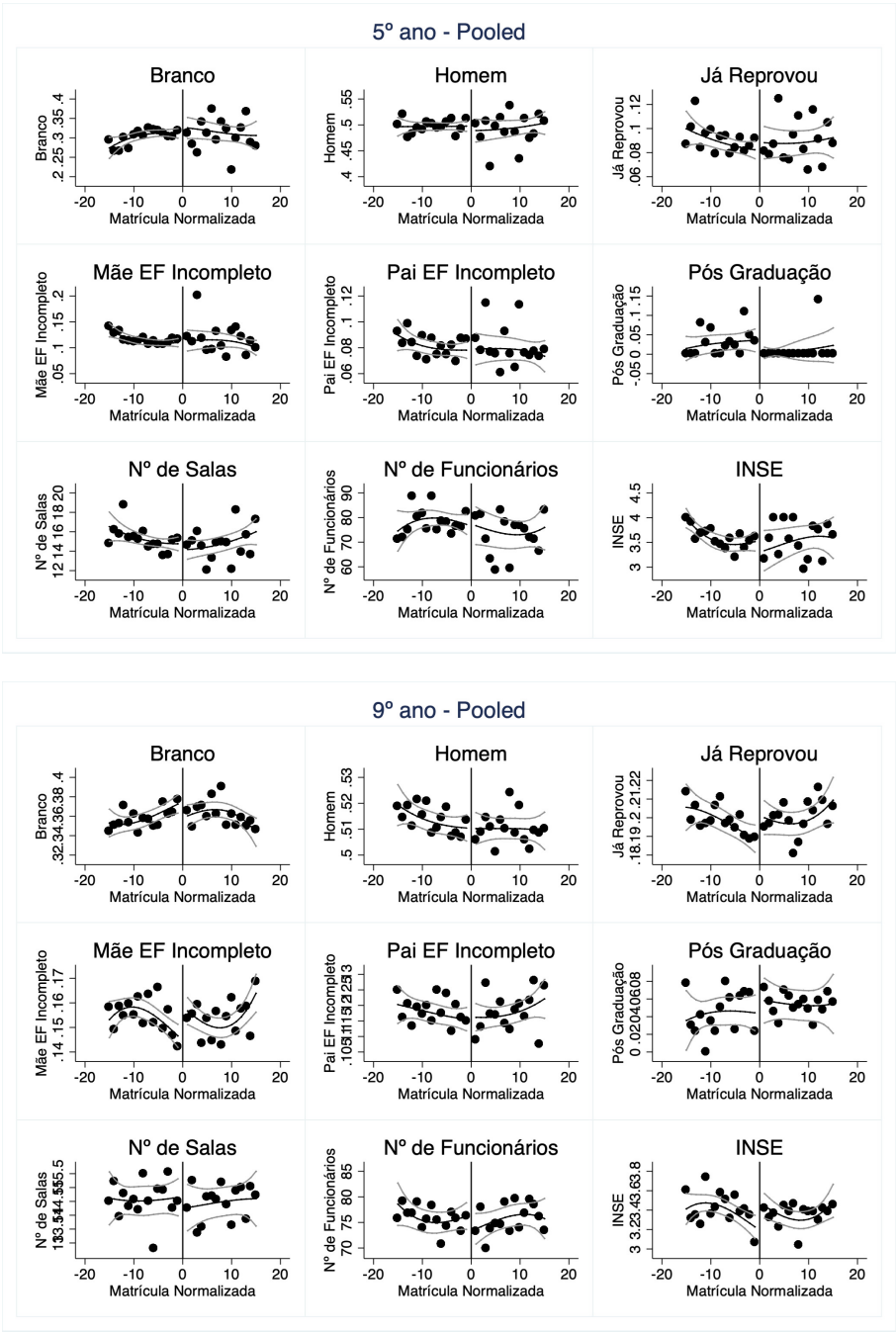



**Figura 7.** Balanceamento das Covariadas na Amostra Total – Análise Gráfica

Essa figura plota o valor médio de cada covariada determinada pré tratamento em *bins* de um aluno para a amostra toda *pooled*. A linha central é uma aproximação polinomial de segunda ordem em matrícula normalizada, ajustada separadamente à esquerda e à direita de cada um dos respectivos pontos de corte. As linhas laterais são o intervalo com 95% de confiança. Os dados provêm de alunos do 5º ano municipal da cidade de São Paulo e do 9º ano estadual de São Paulo com base no Censo Escolar 2015.

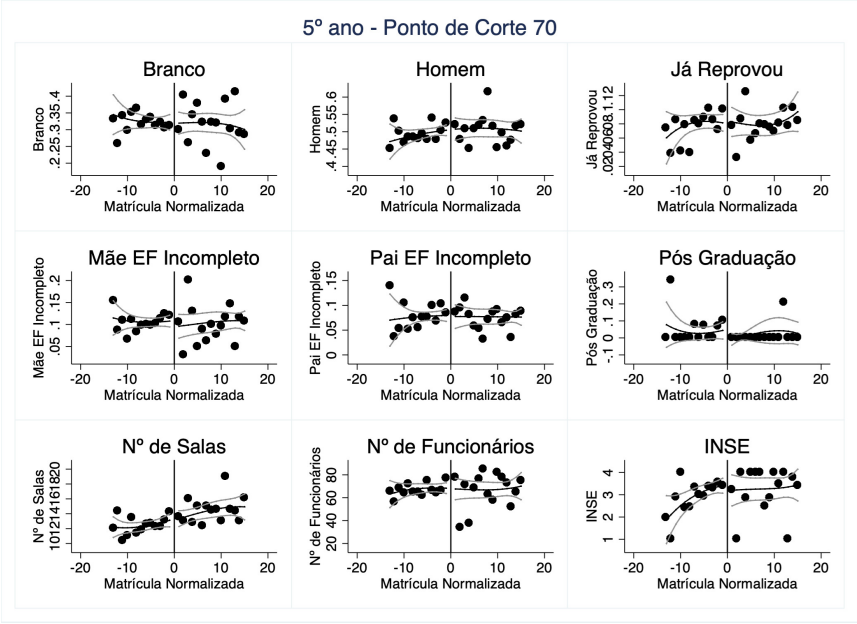



**Figura 8.** Balanceamento das Covariadas no Segundo Ponto de Corte – Análise Gráfica ($5^0$ ano)
Essa figura plota o valor médio de cada covariada determinada pré tratamento em *bins* de um aluno para a amostra ao redor do segundo ponto de corte para alunos do 5º ano municipal de São Paulo. A linha central é uma aproximação polinomial de segunda ordem em matrícula normalizada, ajustada separadamente à esquerda e à direita de cada um dos respectivos pontos de corte. As linhas laterais são o intervalo com 95% de confiança.

nuidade em nenhuma covariada na amostra *pooled* e ao redor do segundo ponto de corte do 5º ano, exceto o INSE que se mostra marginalmente significante no 9º ano. No terceiro e quarto pontos de corte do 5º ano e 9º ano, existem evidências estatisticamente significantes de descontinuidade em algumas variáveis. Entretanto, é possível que isso tenha ocorrido puramente de maneira aleatória, uma vez que se tratam de poucos casos.

## 4.3 Análise de Robustez

Para verificar a sensibilidade dos resultados encontrados a mudanças na amostra em questão, foram feitas algumas análises de robustez diferentes, cujos resultados estão expostos na Tabela 5. A primeira consiste em restringir a amostra a escolas de turno único[20]. A ideia é investigar se, dado que não há possibilidade de realocar os alunos a outros turnos para respeitar o máximo estabelecido pelas respectivas secretarias, as escolas recusariam ou acomodariam esses alunos.

No 5º ano municipal, as colunas 1 e 2 do Painel A indicam um primeiro estágio mais forte para escolas de turno único do que aquele reportado para todas as

[20]No total, 460 escolas no 5º ano e 2976 no 9º ano possuíam um único turno, com base no Censo Escolar 2015 (ou seja, somente ensino matutino ou vespertino).

**Tabela 4.** Teste de Balanceamento das Covariadas Determinadas Pré Tratamento.

| | Branco | Homem | Mãe EF Incompleto | Pai EF Incompleto | Já Reprovado | Pós-Graduação | Nº de Salas | Nº de Funcionários | INSE |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | 5º ano | | | | |
| *Pooled* | 0,016 | −0,009 | 0,003 | 0,001 | 0,007 | −0,033 | −0,619 | 0,687 | −0,237 |
| | (0,019) | (0,015) | (0,013) | (0,009) | (0,010) | (0,025) | (0,851) | (5,573) | (0,290) |
| Observações | 36.766 | 36.318 | 36.796 | 36.619 | 36.047 | 37.911 | 38.294 | 38.294 | 37.826 |
| Ponto 1 | 0,066 | 0,144 | −0,031 | 0,024 | −0,085 | 0,091 | 1,778 | 5,984 | 0,449 |
| | (0,096) | (0,097) | (0,039) | (0,045) | (0,061) | (0,148) | (1,160) | (4,912) | (1,044) |
| Observações | 772 | 773 | 771 | 762 | 757 | 792 | 792 | 792 | 759 |
| Ponto 2 | −0,004 | 0,001 | −0,014 | −0,002 | 0,003 | −0,066 | −0,130 | −0,437 | −0,273 |
| | (0,029) | (0,025) | (0,019) | (0,018) | (0,016) | (0,050) | (1,052) | (6,977) | (0,534) |
| Observações | 10.118 | 9.994 | 10.131 | 10.091 | 9.944 | 10.343 | 10.484 | 10.484 | 10.300 |
| Ponto 3 | −0,005 | −0,073* | 0,010 | −0,006 | 0,014 | −0,031 | −1,420 | −0,751 | −0,063 |
| | (0,034) | (0,035) | (0,022) | (0,010) | (0,015) | (0,033) | (1,250) | (8,644) | (0,469) |
| Observações | 14.910 | 14.716 | 14.920 | 14.853 | 14.629 | 15.414 | 15.591 | 15.591 | 15.340 |
| Ponto 4 | 0,069 | 0,068 | 0,056 | 0,032** | 0,021 | 0,004 | −0,407 | 11,256 | 0,273 |
| | (0,052) | (0,043) | (0,035) | (0,016) | (0,026) | (0,073) | (2,212) | (12,754) | (0,399) |
| Observações | 8.489 | 8.383 | 8.494 | 8.458 | 8.313 | 8.777 | 8.842 | 8.842 | 8.842 |
| | | | | | 9º ano | | | | |
| *Pooled* | −0,017 | −0,000 | 0,014 | 0,001 | 0,014 | 0,015 | −0,428 | −3,251 | 0,285* |
| | (0,011) | (0,006) | (0,011) | (0,004) | (0,018) | (0,022) | (0,752) | (2,839) | (0,157) |
| Observações | 252.997 | 250.633 | 254.056 | 252.142 | 250.417 | 255.500 | 257.246 | 257.454 | 255.439 |
| Ponto 1 | −0,025 | −0,012 | 0,021 | 0,017 | −0,030 | −0,007 | −0,941 | −4,392 | 0,138 |
| | (0,028) | (0,023) | (0,019) | (0,016) | (0,033) | (0,023) | (0,974) | (3,972) | (0,224) |
| Observações | 14.283 | 14.142 | 14.343 | 14.241 | 14.143 | 14.449 | 14.464 | 14.513 | 14.155 |
| Ponto 2 | 0,028 | 0,009 | 0,024 | 0,007 | −0,009 | 0,015 | −0,559 | 1,568 | −0,026 |
| | (0,019) | (0,013) | (0,021) | (0,009) | (0,017) | (0,031) | (0,908) | (3,259) | (0,221) |
| Observações | 43.758 | 43.395 | 43.969 | 43.676 | 43.374 | 44.418 | 44.423 | 44.481 | 43.783 |
| Ponto 3 | −0,026 | −0,007 | 0,019 | 0,003 | 0,032** | 0,066** | −1,327 | −5,977 | 0,425 |
| | (0,020) | (0,011) | (0,020) | (0,008) | (0,016) | (0,032) | (0,973) | (4,389) | (0,329) |
| Observações | 64.138 | 63.558 | 64.381 | 63.911 | 63.482 | 64.654 | 65.175 | 65.175 | 64.752 |
| Ponto 4 | −0,039 | −0,001 | 0,004 | −0,008 | 0,027 | 0,064 | 1,519 | −2,977 | 0,633** |
| | (0,041) | (0,012) | (0,010) | (0,008) | (0,017) | (0,054) | (1,603) | (4,944) | (0,264) |
| Observações | 60.044 | 59.429 | 60.273 | 59.812 | 59.401 | 60.628 | 61.037 | 61.138 | 60.928 |
| Ponto 5 | 0,002 | 0,016 | 0,014 | 0,002 | −0,010 | 0,017 | −1,571 | −8,466 | 0,066 |
| | (0,030) | (0,013) | (0,015) | (0,010) | (0,021) | (0,056) | (1,947) | (8,275) | (0,361) |
| Observações | 33.909 | 33.584 | 34.069 | 33.799 | 33.609 | 34.136 | 34.561 | 34.561 | 34.442 |
| Ponto 6 | 0,003 | −0,034 | −0,020 | −0,015 | 0,008 | −0,109 | −3,628 | −9,847 | 0,154 |
| | (0,043) | (0,022) | (0,015) | (0,015) | (0,032) | (0,093) | (2,638) | (8,963) | (0,587) |
| Observações | 23.108 | 22.895 | 23.209 | 23.027 | 22.822 | 23.410 | 23.577 | 23.577 | 23.577 |
| Ponto 7 | −0,093 | 0,031 | 0,050 | 0,013 | 0,073 | −0,287 | 3,232 | 3,671 | 0,129 |
| | (0,066) | (0,030) | (0,045) | (0,017) | (0,044) | (0,239) | (7,401) | (18,753) | (0,916) |
| Observações | 13.757 | 13.630 | 13.812 | 13.676 | 13.586 | 13.805 | 14.009 | 14.009 | 13.802 |

*Nota:* Essa tabela reporta a descontinuidade estimada das covariadas determinadas pré tratamento ao redor dos pontos de corte. Cada célula representa o coeficiente estimado por MQO de uma regressão cuja variável explicativa de interesse é uma *dummy* igual a 1 caso a observação esteja à direita do respectivo ponto de corte e 0 caso contrário, e cuja variável resposta corresponde à cada uma dos títulos das colunas. Foram incluídos termos de matrícula e matrícula ao quadrado como controle. As linhas *pooled* contêm observações da amostra inteira e as demais, dos respectivos pontos de corte. Os dados provêm de alunos do 5º ano de escolas municipais da cidade de São Paulo e 9º ano de escolas estaduais de São Paulo com base no Censo Escolar 2015. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola. $^{***}p < 0{,}01$; $^{**}p < 0{,}05$; $^{*}p < 0{,}1$.

**Tabela 5.** Efeitos de Primeiro e Segundo Estágio – Análises de Robustez.

| | 1º Estágio | | 2º Estágio | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Tamanho da Sala | | Nota Matemática | | Nota Português | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| **Painel A: Escolas de Turno Único – 5º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,745*** | 0,751*** | 0,003 | 0,002 | 0,004 | 0,003 |
| | (0,064) | (0,066) | (0,005) | (0,004) | (0,005) | (0,004) |
| Observações | 39.724 | 29.144 | 34.089 | 29.138 | 34.089 | 29.138 |
| **Painel B: Escolas com Turmas Homogêneas – 5º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,547*** | 0,550*** | 0,004 | 0,004 | 0,003 | 0,002 |
| | (0,096) | (0,098) | (0,008) | (0,007) | (0,008) | (0,006) |
| Observações | 23.777 | 17.498 | 20.545 | 17.497 | 20.545 | 17.497 |
| **Painel C: Escolas de Turno Único – 9º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,181*** | 0,179*** | 0,010 | −0,004 | 0,012 | −0,006 |
| | (0,031) | (0,031) | (0,009) | (0,007) | (0,010) | (0,008) |
| Observações | 283.694 | 202.630 | 220.889 | 202.614 | 220.889 | 202.614 |
| **Painel D: Escolas com Turmas Homogêneas – 9º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,074* | 0,070* | 0,009 | −0,022 | 0,021 | −0,016 |
| | (0,041) | (0,041) | (0,030) | (0,032) | (0,033) | (0,033) |
| Observações | 60.151 | 43.905 | 47.931 | 43.900 | 47.931 | 43.900 |
| **Painel E: Escolas em municípios que não tenham escola particular – 9º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,441*** | 0,412*** | −0,006 | −0,006 | −0,007 | −0,008 |
| | (0,081) | (0,079) | (0,008) | (0,008) | (0,007) | (0,008) |
| Observações | 21.213 | 16.122 | 17.288 | 16.121 | 17.288 | 16.121 |
| Controle Alunos e INSE | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |

*Nota:* As colunas 1, 2, 7 e 8 dessa tabela apresentam os efeitos de primeiro estágio (coeficiente $\pi_1$ da equação (3)) do *Tamanho da Sala Predito* no tamanho médio da sala observado. As demais colunas reportam os efeitos de segundo estágio (coeficiente $\beta_1$ da equação (4)) do tamanho da sala nas notas dos alunos em Matemática e Português. Os coeficientes da linha *pooled* foram estimados utilizando toda a amostra, normalizando todos os pontos de corte para zero. Como controle, foram incluídas *dummies* de sexo, se o aluno é branco, homem, se já reprovou, se a mãe possui Ensino Fundamental completo, se o pai possui Ensino Fundamental completo, se o professor possui pós-graduação. O INSE, Indicador de Nível Socioeconômico da escola calculado pelo INEP, o número de salas de aula utilizadas e de funcionários foram utilizados como controle de escola. A amostra inclui todos os alunos do 5º ano municipal da cidade de São Paulo e do 9º ano estadual de São Paulo de escolas que possuem turno único (Paineis A e C); escolas com turmas homogêneas (Paineis B e D); e escolas em municípios que não tenham escola particular (Painel E). Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola. $^{***}p < 0{,}01$; $^{**}p < 0{,}05$; $^{*}p < 0{,}1$.

escolas (Tabela 2), mostrando que existem evidências de que, nesse caso, as escolas recusariam os alunos para respeitarem a regra. Já no 9º ano estadual, o coeficiente de primeiro estágio — colunas 1 e 2 do Painel C — são inferiores àqueles expostos na Tabela 2, indicando que possivelmente essas escolas optam por acomodar os alunos em salas de aula maiores, mesmo que isso implique desrespeitar a recomendação. Os efeitos encontrados do tamanho da sala nas notas dos alunos continuam em linha com aqueles anteriormente descritos: não existem evidências estatísticas de que aumentar o tamanho da sala tenha impacto nas notas dos alunos em Matemática e Português — Colunas 3 a 6 dos Paineis A e C.

A segunda análise consiste em restringir a amostra a escolas que tenham turmas homogêneas, que neste estudo foi definido como ter no máximo um aluno de diferença entre as turmas. O intuito é verificar a sensibilidade dos resultados à aproximação utilizada, uma vez que, como não observamos o tamanho da sala realizado para cada aluno, este foi aproximado pelo tamanho médio da sala naquela escola e ano escolar. Tanto no 5º como 9º ano os coeficientes de primeiro estágio — colunas 1 e 2 dos Painéis B e D respectivamente — foram mais fracos do que aqueles reportados para a amostra toda (Tabela 2), mas ainda continuam estatisticamente significantes. Além disso, os resultados também corroboram com a conclusão obtida anteriormente — colunas 3 a 6 dos Painéis B e D: o tamanho da sala não tem efeito nas notas dos alunos.

O último exercício de robustez restringe a amostra apenas a municípios que não tenham escola particular,[21] a fim de analisar como as escolas estaduais se adaptariam à demanda nesse caso, uma vez que não seria possível migrar para escolas particulares. Portanto, uma vez que o primeiro estágio — colunas 1 e 2 do Painel E — se mostra mais forte do que o reportado para o 9º ano na Tabela 2, uma possível evidência é que as escolas estaduais optam por receber todos os alunos, mesmo que isso implique abrir mais turmas para não extrapolarem o máximo estabelecido. Para dar suporte a esse argumento, a Tabela A-12 no Apêndice A mostra a distribuição das matrículas totais e do número de turmas para essas escolas. Mais uma vez, os resultados são robustos àqueles já descritos, indicando que não existem efeitos estatisticamente significantes do tamanho da sala nas notas dos alunos — colunas 3 a 6 do Painel E.

## 5. Evidências para Minas Gerais e Santa Catarina

A fim de trazer maior validade externa aos resultados encontrados, esta seção analisa os impactos de leis que determinam um número máximo de alunos por turma nas notas de alunos de 5º e 9º ano das redes estaduais de Minas Gerais e Santa

[21] Dos 645 municípios do estado de São Paulo, 519 possuem escolas estaduais que ofereçam o 9º ano do Ensino Fundamental. Dessas, 247 (ou 47,59%) estão em municípios que não possuem escola particular. Como esses municípios são muito pequenos em termos populacionais, os alunos dessas escolas correspondem a apenas 5,22% do total de alunos do 9º ano estadual de São Paulo

Catarina. Para isso, utilizou-se a mesma abordagem anteriormente exposta na seção de Metodologia e Resultados deste trabalho.

Em Minas Gerais, a Lei Nº 16.056, de 24 de Abril de 2006, estabelece que o número máximo de alunos por sala de aula deve ser de 25 alunos nos anos iniciais do Ensino Fundamental e 35 alunos nos anos finais. A Lei também afirma que este número poderá ser alterado pela Secretaria Estadual de Educação em casos excepcionais. Já em Santa Catarina, a Lei Complementar Nº 170, de 7 de Agosto de 1998, determina um número de alunos por sala que possibilite adequada comunicação e aproveitamento, da seguinte forma: máximo de 30 alunos nos ciclos iniciais do ensino fundamental e 35 alunos nos demais ciclos. A Tabela 6 sintetiza os máximos estabelecidos para o 5º e 9º ano nesses estados.

**Tabela 6.** Número Máximo de Alunos por Turma nas Redes Estaduais de Minas Gerais e Santa Catarina.

| Rede de Ensino | Espécie Normativa | Máximo 5º ano | Máximo 9º ano |
|---|---|---|---|
| MG | Lei Nº 16.056, de 24 de Abril de 2006 | 25 | 35 |
| SC | Lei Complementar Nº 170, de 07 de Agosto de 1998 | 30 | 35 |

Como feito para as análises anteriores referentes às redes municipal e estadual de São Paulo, as figuras 9 e 10 ilustram a relação de primeiro estágio para o 5º e 9º ano estadual de Minas Gerais e Santa Catarina. Essas figuras plotam o tamanho médio da sala, em número de alunos, para cada nível de matrícula total, e o tamanho da sala predito pela equação (2), conforme regra definida pela Tabela 6. Por essas figuras, é possível se ter uma ideia do quanto as escolas da respectiva rede respeitam o máximo estabelecido. Ou seja, de quão forte será o coeficiente de primeiro estágio.

As escolas estaduais de Minas Gerais são as que parecem seguir menos a regra (Figura 9), em comparação com as demais redes analisadas neste estudo. Tanto no 5º como 9º ano de Minas Gerais, embora exista uma relação entre o tamanho da sala predito pela regra e o observado, há evidências de que as turmas se dividam após o máximo estabelecido. Em Santa Catarina, por outro lado, a relação de primeiro estágio parece ser mais forte, especialmente no 9º ano (Figura 10).

Para formalmente testar a existência e magnitude de um primeiro estágio, estimou-se o coeficiente $\pi_1$ da equação (3), reportado nas colunas 1 e 2 da Tabela 7. Esses coeficientes estão de acordo com os indícios mostrados nas análises gráficas feitas anteriormente (figuras 9 e 10), além de serem fortemente estatisticamente significantes. Em Minas Gerais, no 5º ano (Painel A), o *Tamanho da Sala Predito* impacta o tamanho médio observado em cerca de 0,22, tanto com como sem a inclusão de controles. No 9º ano (Painel B), esse efeito é um pouco mais forte, de aproximadamente 0,26. Já em Santa Catarina, esses efeitos são maiores em magnitude,

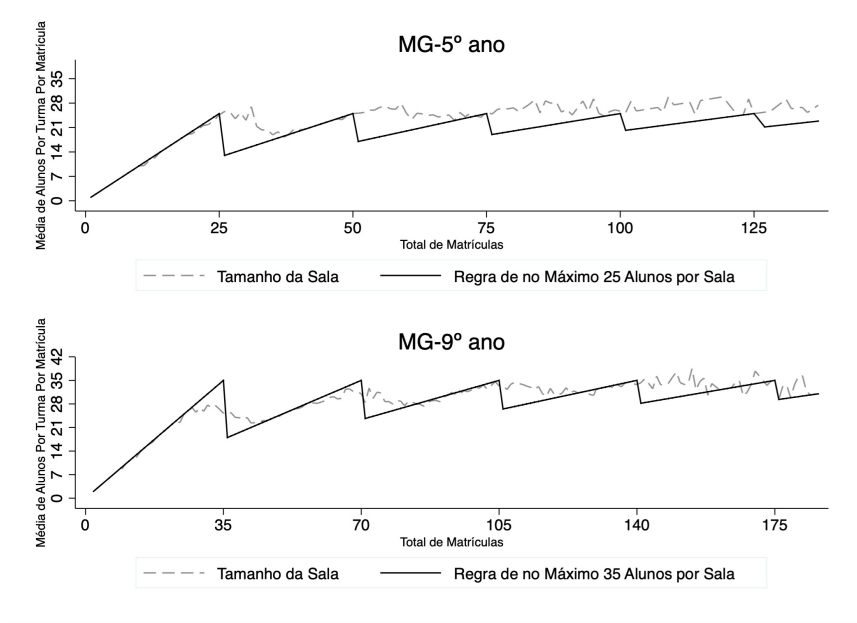



**Figura 9.** PRIMEIRO ESTÁGIO – MINAS GERAIS
Essa figura plota o tamanho médio da sala, em número de alunos, por nível de matrícula, e o tamanho predito pela regra descrita na equação (2), do 5º e 9º anos regulares de escolas estaduais de Minas Gerais. Foram plotadas apenas matrículas totais inferiores ao percentil 95. Os dados provêm do Censo Escolar 2015.

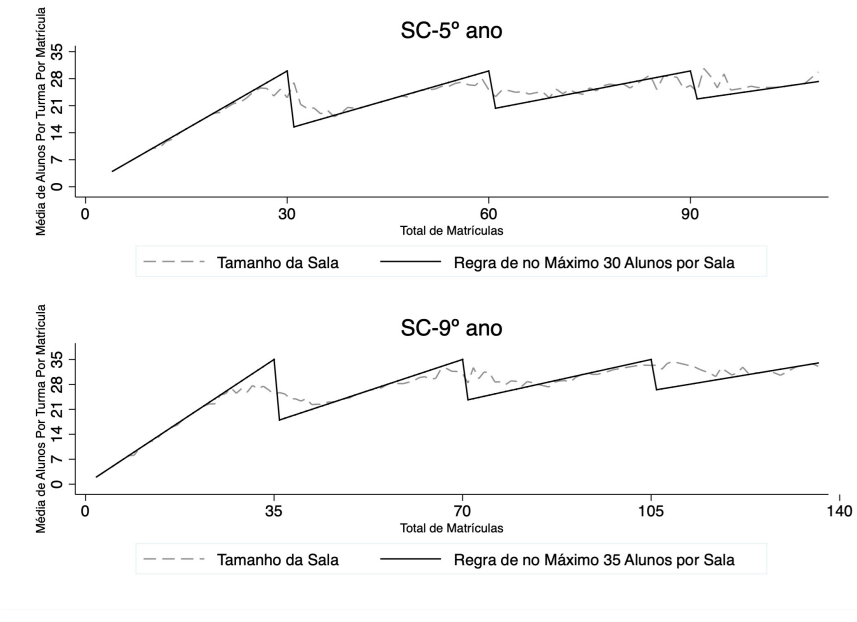



**Figura 10.** PRIMEIRO ESTÁGIO – SANTA CATARINA
Essa figura plota o tamanho médio da sala, em número de alunos, por nível de matrícula, e o tamanho predito pela regra descrita na equação (2), do 5º e 9º anos regulares de escolas estaduais de Santa Catarina. Foram plotadas apenas matrículas totais inferiores ao percentil 95. Os dados provêm do Censo Escolar 2015.

**Tabela 7.** Efeitos de Primeiro e Segundo Estágio – Minas Gerais e Santa Catarina.

| | 1º Estágio | | 2º Estágio | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Tamanho da Sala | | Nota Matemática | | Nota Português | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| **Painel A: Minas Gerais – 5º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,226*** | 0,216*** | 0,009 | 0,005 | 0,008 | 0,000 |
| | (0,036) | (0,036) | (0,010) | (0,009) | (0,010) | (0,008) |
| Observações | 67.458 | 54.028 | 67.437 | 54.022 | 67.437 | 54.022 |
| **Painel B: Minas Gerais – 9º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,240*** | 0,263*** | 0,003 | 0,003 | 0,004 | 0,004 |
| | (0,030) | (0,029) | (0,004) | (0,003) | (0,004) | (0,003) |
| Observações | 153.126 | 134.950 | 153.112 | 134.950 | 153.112 | 134.950 |
| **Painel C: Santa Catarina – 5º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,305*** | 0,313*** | −0,014 | −0,011 | −0,013 | −0,010 |
| | (0,061) | (0,060) | (0,008) | (0,007) | (0,008) | (0,006) |
| Observações | 23.965 | 22.386 | 23.959 | 22.384 | 23.959 | 22.384 |
| **Painel D: Santa Catarina – 9º ano** | | | | | | |
| *Tamanho da Sala Predito* | 0,406*** | 0,409*** | 0,005 | 0,003 | 0,004 | −0,003 |
| | (0,056) | (0,056) | (0,009) | (0,007) | (0,009) | (0,007) |
| Observações | 31.804 | 30.143 | 31.803 | 30.142 | 31.803 | 30.142 |
| Controle Alunos e INSE | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |

*Nota:* As colunas 1 e 2 dessa tabela apresentam os efeitos de primeiro estágio (coeficiente $\pi_1$ da equação (3)) do *Tamanho da Sala Predito* no tamanho médio da sala observado. As demais colunas reportam os efeitos de segundo estágio (coeficiente $\beta_1$ da equação (4)) do tamanho da sala nas notas dos alunos em Matemática e Português. Como controle, foram incluídas *dummies* de sexo, se o aluno é branco, homem, se já reprovou, se a mãe possui Ensino Fundamental completo, se o pai possui Ensino Fundamental completo, se o professor possui pós-graduação. O INSE, Indicador de Nível Socioeconômico da escola calculado pelo INEP, o número de salas de aula utilizadas e de funcionários foram utilizados como controle de escola. A amostra inclui todos os alunos do 5º e 9º ano regulares de escolas estaduais de Minas Gerais e Santa Catarina que fizeram a Prova Brasil. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola. $^{***}p < 0{,}01$; $^{**}p < 0{,}05$; $^{*}p < 0{,}1$.

ficando por volta de 0,4 no 9º ano (Painel D), em comparação com 0,3 no 5º ano (Painel C), também em linha com o exposto na Figura 12.

As demais colunas da Tabela 7 mostram os resultados da estimação de $\beta_1$ da equação (4) por MQ2E para os estados de Minas Gerais (Paineis A e B) e Santa Catarina (Paineis C e D). É possível concluir que não existem evidências estatísticas de que aumentar um aluno na sala de aula tenha efeito nas notas em Matemática (colunas 3 e 4) e Português (colunas 5 e 6) da Prova Brasil, o que vai ao encontro dos resultados obtidos anteriormente. Além disso, tanto os coeficientes estimados como os respectivos desvios padrão são pontualmente muito próximos de zero, como também observado nas análises para São Paulo.

A fim de validar a hipótese H1 de aleatorização ao redor do(s) ponto(s) de corte, a Figura 11 reporta os resultados do teste de McCrary para toda a amostra *pooled*. Para isso, as matrículas totais foram normalizadas para zero de acordo com a distância de cada observação ao ponto de corte acima ou abaixo mais próximo, construindo-se intervalos simétricos de modo que nenhuma observação estivesse em mais de um intervalo ao mesmo tempo. Como não há um salto estatisticamente significante da densidade das matrículas ao redor de zero, pode-se dizer que, com 95% de confiança, existem evidências de que não há manipulação das matrículas. Logo, é possível concluir que a alocação dos alunos entre as salas é tão boa quanto se tivesse sido aleatorizada.

Validada a hipótese H1, é importante verificar a distribuição das covariadas determinadas pré tratamento ao redor dos pontos de corte. Assim como num experimento aleatório, espera-se que as características determinadas pré tratamento sejam iguais ao se comparar os indivíduos à esquerda e à direita dos pontos de corte. Em outras palavras, a *running variable* matrículas normalizadas não deve apresentar descontinuidade em nenhuma dessas características. As figuras 12 e 13 apresentam uma análise gráfica para verificar se tal descontinuidade existe ou não no 5º e 9º ano de Minas Gerais e Santa Catarina respectivamente. Analisando todos os gráficos

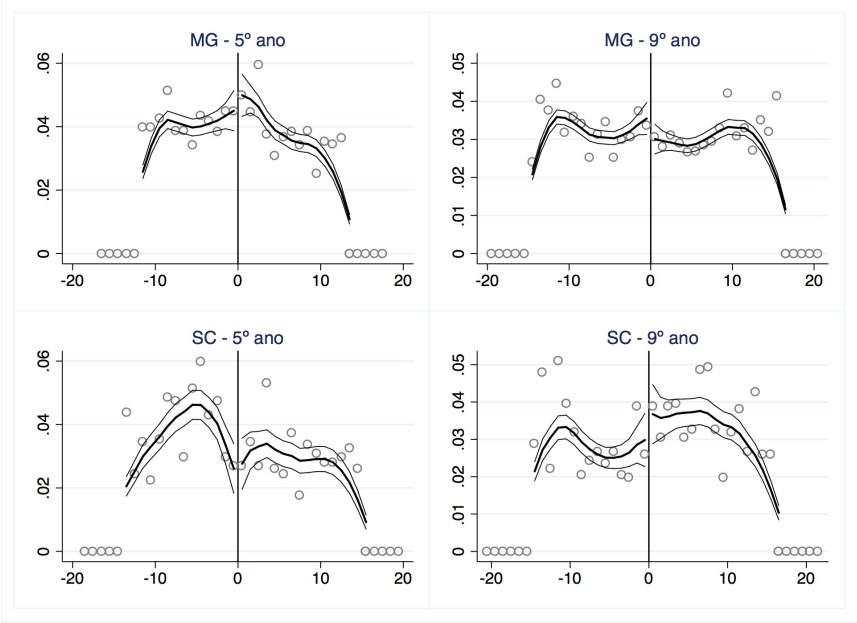



**Figura 11.** Teste De McCrary – Minas Gerais e Santa Catarina
Essa figura plota as densidades da matrícula total, com dados do Censo Escolar 2015, do 5º ano e 9º ano de escolas estaduais de Minas Gerais e Santa Catarina. Foi utilizada a abordagem de McCrary (2008) para o cálculo das janelas, erros padrão e densidade. A figura mostra as descontinuidades com bin de tamanho 1.

apresentados, pode-se afirmar, com 95% de confiança, que existem evidências de que essas características estejam balanceadas.

Uma maneira de testar formalmente o balanceamento da amostra é por meio de uma regressão de MQO cuja variável resposta corresponde a cada uma da variáveis determinadas pré tratamento e cuja variável explicativa é uma *dummy* igual a 1 caso a observação esteja à direita do ponto de corte e 0 caso contrário. A Tabela 8 reporta os coeficientes dessas *dummies* para cada covariada determinada pré tratamento, que corresponde aos respectivos títulos das colunas. No 5º ano de Minas Gerais (Painel A) e 9º ano de Santa Catarina (Painel D), existem evidências de que as características sejam balanceadas, garantindo a validade dos resultados encontrados. Para o 9º ano de Minas Gerais (Painel B) e 5º ano de Santa Catarina (Painel C), somente uma variável (*Branco* e *Já Reprovado*) são respectivamente marginalmente significantes, de modo que isso não invalida os resultados apresentados.

**Tabela 8.** Teste de Balanceamento das Covariadas Determinadas Pré Tratamento – Minas Gerais e Santa Catarina.

| | Branco | Homem | Mãe EF Incompleto | Pai EF Incompleto | Já Reprovado | Pós-Graduação | Nº de Salas | Nº de Funcionários | INSE |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Painel A: | Minas Gerais – 5º ano | | | | | | | | |
| *Pooled* | −0,010 | 0,004 | 0,015 | 0,011 | 0,005 | 0,003 | 0,554 | 6,268 | 0,006 |
| | (0,016) | (0,010) | (0,012) | (0,008) | (0,007) | (0,044) | (0,650) | (4,494) | (0,271) |
| Observações | 56.576 | 56.323 | 53.991 | 54.999 | 53.883 | 58.393 | 59.126 | 59.126 | 59.000 |
| Painel B: | Minas Gerais – 9º ano | | | | | | | | |
| *Pooled* | 0,042* | 0,008 | 0,000 | −0,011 | 0,002 | 0,027 | 0,241 | 3,872 | −0,110 |
| | (0,023) | (0,009) | (0,013) | (0,010) | (0,009) | (0,045) | (0,590) | (3,595) | (0,225) |
| Observações | 116.656 | 116.329 | 114.078 | 117.438 | 113.723 | 118.501 | 119.806 | 119.806 | 119.004 |
| Painel C: | Santa Catarina – 5º ano | | | | | | | | |
| *Pooled* | 0,016 | −0,017 | −0,038 | −0,014 | −0,030* | 0,057 | 1,861 | 5,340 | 0,332 |
| | (0,035) | (0,017) | (0,027) | (0,017) | (0,017) | (0,092) | (1,147) | (4,420) | (0,618) |
| Observações | 21.141 | 21.036 | 20.936 | 21.165 | 21.088 | 21.118 | 21.499 | 21.499 | 21.461 |
| Painel D: | Santa Catarina – 9º ano | | | | | | | | |
| *Pooled* | −0,031 | 0,029 | 0,028 | −0,003 | 0,028 | −0,101 | 0,906 | −0,981 | −0,149 |
| | (0,030) | (0,021) | (0,019) | (0,019) | (0,019) | (0,068) | (1,396) | (5,160) | (0,600) |
| Observações | 24.549 | 24.490 | 24.410 | 24.681 | 24.487 | 24.521 | 24.914 | 24.914 | 24.914 |

*Nota:* .Essa tabela reporta a descontinuidade estimada das covariadas determinadas pré tratamento ao redor dos pontos de corte. Cada célula representa o coeficiente estimado por MQO de uma regressão cuja variável explicativa de interesse é uma *dummy* igual a 1 caso a observação esteja à direita do respectivo ponto de corte e 0 caso contrário, e cuja variável resposta corresponde à cada uma dos títulos das colunas. Foram incluídos termos de matrícula e matrícula ao quadrado como controle. As linhas *Pooled* contêm observações da amostra inteira e as demais, dos respectivos pontos de corte. Os dados provêm de alunos do 5º e 9º ano de escolas estaduais de Minas Gerais e Santa Catarina com base no Censo Escolar e Prova Brasil 2015. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola. $^{***}p < 0{,}01$; $^{**}p < 0{,}05$; $^{*}p < 0{,}1$.

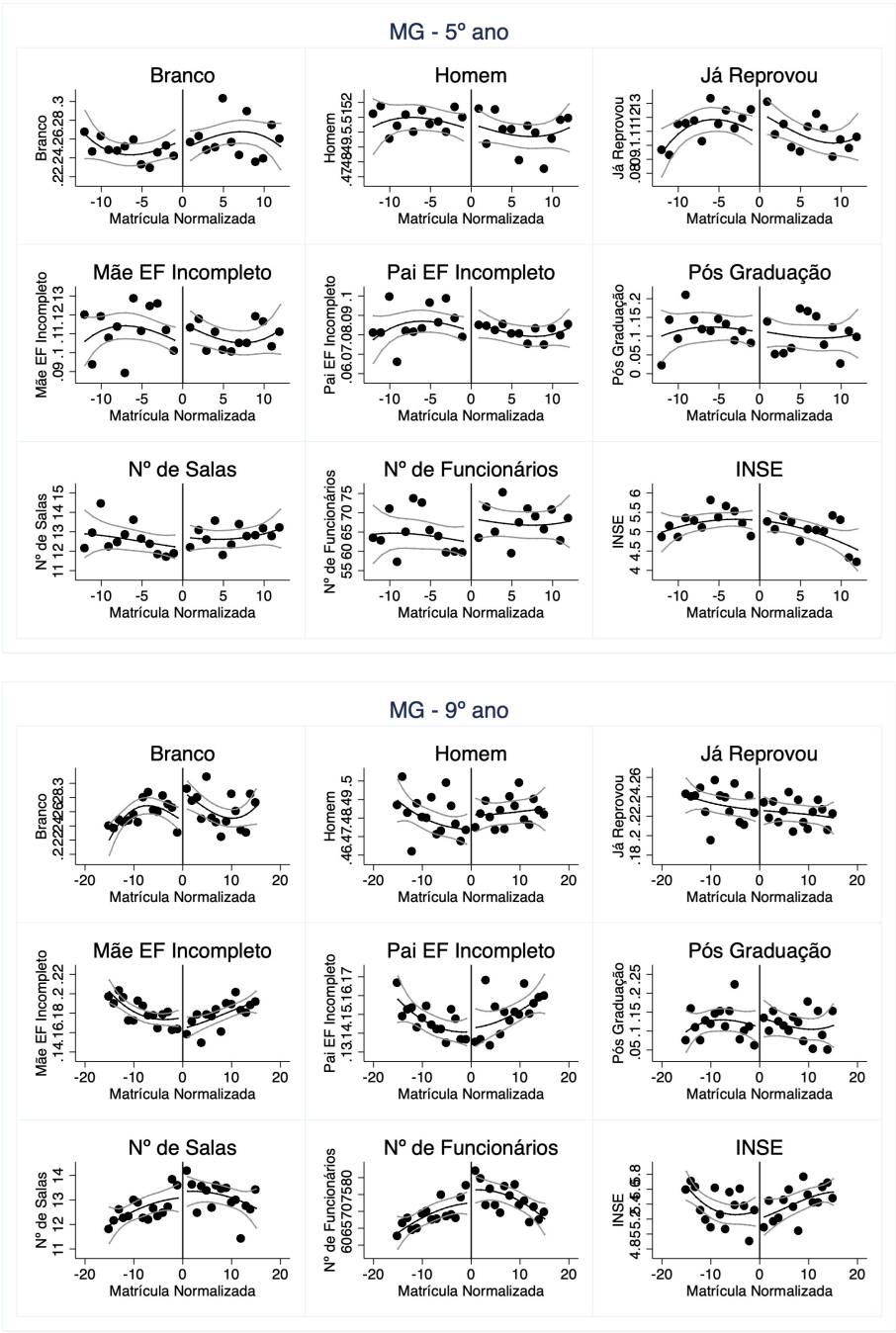



**Figura 12.** BALANCEAMENTO DAS COVARIADAS NA AMOSTRA TOTAL – ANÁLISE GRÁFICA (MINAS GERAIS)
Essa figura plota o valor médio de cada covariada determinada pré tratamento em *bins* de um aluno para a amostra toda *pooled*. A linha central é uma aproximação polinomial de segunda ordem em matrícula normalizada, ajustada separadamente à esquerda e à direita de cada um dos respectivos pontos de corte. As linhas laterais são o intervalo com 95% de confiança. Os dados provêm de alunos do 5º e 9º ano estadual de Minas Gerais com base no Censo Escolar e Prova Brasil 2015.

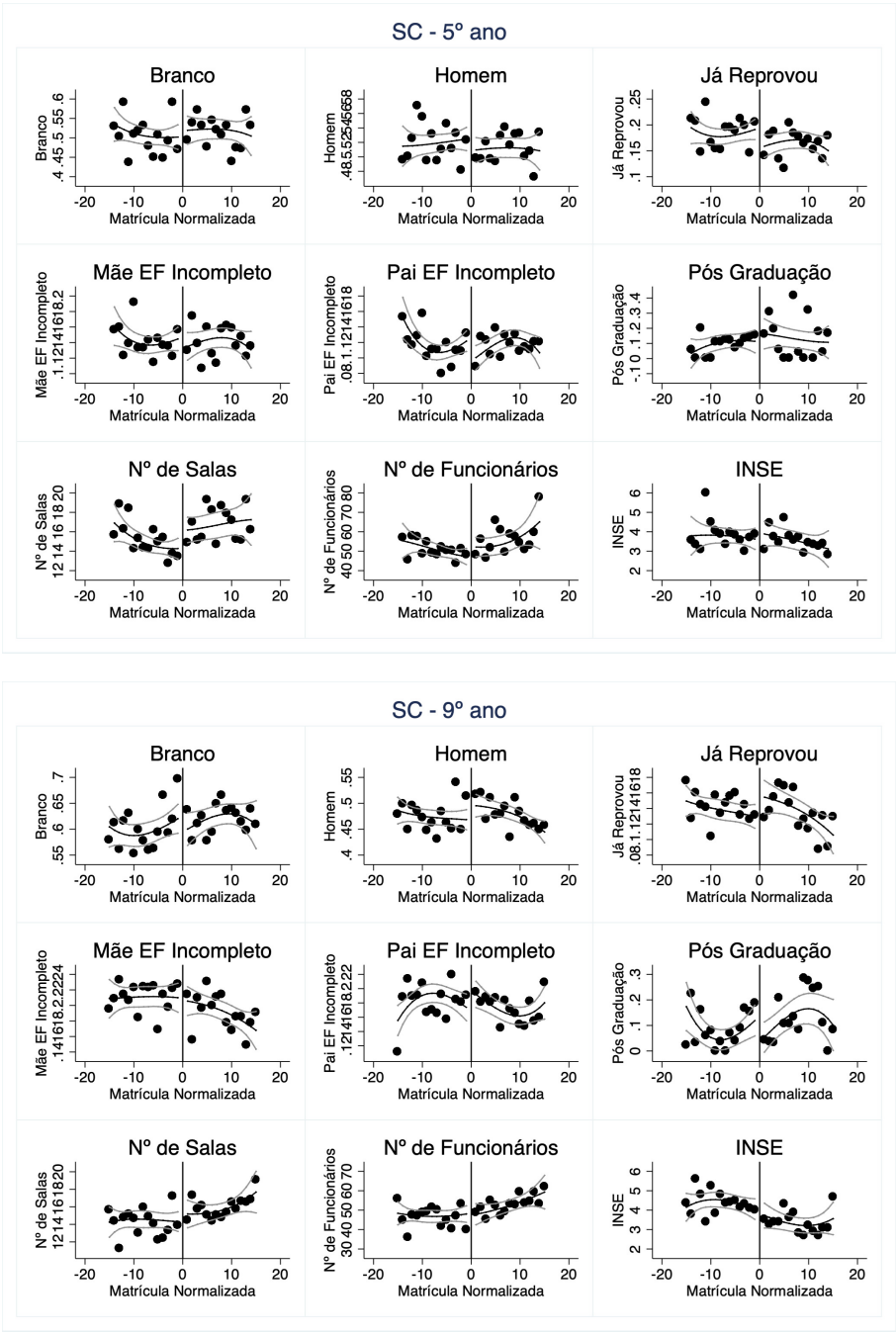



**Figura 13.** Balanceamento das Covariadas na Amostra Total – Análise Gráfica (Santa Catarina)
Essa figura plota o valor médio de cada covariada determinada pré tratamento em *bins* de um aluno para a amostra toda *pooled*. A linha central é uma aproximação polinomial de segunda ordem em matrícula normalizada, ajustada separadamente à esquerda e à direita de cada um dos respectivos pontos de corte. As linhas laterais são o intervalo com 95% de confiança. Os dados provêm de alunos do 5º e 9º ano estadual de Santa Catarina com base no Censo Escolar e Prova Brasil 2015.

## 6. Conclusão

Mudanças no padrão demográfico da população brasileira terão diversos efeitos nos próximos anos. Um deles potencialmente será alterações na qualidade da educação pública. Nesse contexto, este trabalho teve como objetivo principal avaliar o impacto de uma possível política pública nas notas em Matemática e Português da Prova Brasil de alunos do 5º ano municipal da cidade de São Paulo e 9º ano estadual de São Paulo. Para isso, utilizou-se o respectivo número máximo de 35 alunos por turma no 5º ano municipal e 9º ano estadual, conforme especificado na Portaria Municipal nº 4.722, de 16 de Outubro de 2009, e Resolução Estadual SE-86, de 28 de Novembro de 2008.

O efeito de interesse foi calculado empregando-se técnicas de regressão descontínua *fuzzy*, onde o tamanho da sala predito pela função de Maimonides (Angrist & Lavy, 1999) foi utilizado como instrumento para o tamanho da sala observado, uma vez que as escolas não seguem perfeitamente a regra estabelecida. Os resultados de segundo estágio indicam que não há nenhum efeito estatisticamente significante do tamanho da sala nas notas dos alunos. Para verificar a sensibilidade dos efeitos encontrados a mudanças na amostra, foram também estimadas especificações com escolas de turno único, de turmas homogêneas e escolas em municípios sem escola particular, e todos eles corroboram com a conclusão citada anteriormente.

É importante ressaltar que os resultados aqui descritos são locais em dois sentidos. Primeiro, como se trata de regressão descontínua, eles são válidos para observações ao redor do(s) ponto(s) de corte. Segundo, pela literatura de variáveis instrumentais, o efeito é identificado somente para a população dos *compliers*. Portanto, não significa que aumentar indefinidamente o número de alunos por sala de aula não tenha impacto algum nas notas dos alunos. Com o intuito de trazer maior validade externa, foram estimados os efeitos para alunos de 5º e 9º anos das redes estados de Minas Gerais e Santa Catarina, que também indicaram não haver impacto estatisticamente significante do tamanho da sala nas notas dos alunos.

Para trabalhos futuros, seria interessante não só avaliar o impacto de políticas que estipulem um número máximo de alunos por turma nos demais estados que possuem algum limite formal como também compreender melhor como funciona na prática a alocação dos alunos entre as turmas, como as diretorias de ensino fiscalizam o cumprimento do número máximo de alunos por turma estabelecido, e ainda se há alguma punição caso esse máximo não seja respeitado. Apesar dessas políticas não mostrarem impactos sobre as notas dos alunos, existem outros fatores não menos importantes a serem analisados que ainda não foram explorados na literatura nacional, como efeitos sobre: taxa de reprovação e de abandono, futura inserção no mercado de trabalho, salário.

Em suma, é possível que a ausência de efeitos seja justificada por outros problemas estruturais muito mais graves e com maior impacto nas notas dos alunos

que não estão sendo mensurados nesta dissertação. Um deles seria o alto índice de absenteísmo dos professores da rede pública de ensino no Brasil. Relatório do Tribunal de Contas do Estado (TCE) de São Paulo 2015 aponta que a média anual de ausência dos professores é de 36,5 dias na rede municipal da cidade de São Paulo, e de 28 dias na rede estadual. Uma outra causa seria a carência de recursos físicos, tecnológicos e material escolar de qualidade que permitam um ambiente que favoreça o aprendizado dos alunos. O mesmo relatório do TCE indica escolas com salas de aula sujas, cortinas rasgadas e carteiras quebradas. Por último, também devem ser considerados aspectos intrínsecos à realidade do aluno como dificuldades de acesso à escola por transporte público e ambiente familiar que inibe o desenvolvimento desse na escola. A análise desses fatores são fundamentais para o desenvolvimento de políticas públicas que visem à melhora do ensino público no Brasil. Sob condições de ensino mais favoráveis, é possível que políticas que estipulem um número máximo de alunos por turma tenha efeito sobre as notas dos alunos no Brasil.

## Referências bibliográficas

Angrist, J. D., & Lavy, V. (1999). Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement. *The Quarterly Journal of Economics*, *114*(2), 533–575. http://dx.doi.org/10.1162/003355399556061

Angrist, J. D., Lavy, V., Leder-Luis, J., & Shany, A. (2017, junho). *Maimonides rule redux* (Working Paper). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w23486

Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press.

Breton, T. R. (2014). Evidence that class size matters in 4th grade mathematics: An analysis of TIMSS 2007 data for Colombia. *International Journal of Educational Development*, *34*, 51–57. http://dx.doi.org/10.1016/j.ijedudev.2013.04.003

Brollo, F., Nannicini, T., Perotti, R., & Tabellini, G. (2013). The political resource curse. *American Economic Review*, *103*(5), 1759–1796. http://dx.doi.org/10.1257/aer.103.5.1759

Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H., & Titiunik, R. (2016). rdrobust: Software for regression discontinuity designs. *The Stata Journal*, *17*(2), 372–404. http://dx.doi.org/10.1177/1536867X1701700208

Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2014). Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. *Econometrica*, *82*(6), 2295–2326. http://dx.doi.org/10.3982/ECTA11757

De Paola, M., Ponzo, M., & Scoppa, V. (2013). Class size effects on student achievement: Heterogeneity across abilities and fields. *Education Economics*, *21*(2), 135–153. http://dx.doi.org/10.1080/09645292.2010.511811

Finn, J. D., & Achilles, C. M. (1990). Answers and questions about class size: A statewide experiment. *American Educational Research Journal*, *27*(3), 557–577. http://dx.doi.org/10.3102/00028312027003557

Folger, J., & Breda, C. (1989). Evidence from Project STAR about class size and student achievement. *Peabody Journal of Education*, *67*(1), 17–33.

Funkhouser, E. (2009). The effect of kindergarten classroom size reduction on second grade student achievement: Evidence from California. *Economics of Education Review*, *28*(3), 403–414. http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2007.06.005

Hahn, J., Todd, P., & Van der Klaauw, W. (2001). Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica*, *69*(1), 201–209. http://dx.doi.org/10.1111/1468-0262.00183

Hoxby, C. (2000, agosto). *Peer effects in the classroom: Learning from gender and race variation* (Working Paper). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w7867

Imbens, G. W., & Lemieux, T. (2008). Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics*, *142*(2), 615–635.

Jepsen, C., & Rivkin, S. (2009). Class size reduction and student achievement the potential tradeoff between teacher quality and class size. *Journal of Human Resources*, *44*(1), 223–250. http://dx.doi.org/10.3368/jhr.44.1.223

Krueger, A. B. (1999). Experimental estimates of education production functions. *The Quarterly Journal of Economics*, *114*(2), 497–532. http://dx.doi.org/10.1162/003355399556052

Krueger, A. B., & Whitmore, D. M. (2001). The effect of attending a small class in the early grades on college-test taking and middle school test results: Evidence from Project STAR. *The Economic Journal*, *111*(468), 1–28. http://dx.doi.org/10.1111/1468-0297.00586

Lee, D. S., & Lemieux, T. (2010). Regression discontinuity designs in economics. *Journal of Economic Literature*, *48*(2), 281–355. http://dx.doi.org/10.1257/jel.48.2.281

Leuven, E., Oosterbeek, H., & Rønning, M. (2008). Quasi-experimental estimates of the effect of class size on achievement in Norway. *The Scandinavian Journal of Economics*, *110*(4), 663–693. http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9442.2008.00556.x

McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, *142*(2), 698–714. http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.005

Oliveira, J. M. d. (2010). Custo-efetividade de políticas de redução do tamanho da classe e ampliação da jornada escolar: Uma aplicação de estimadores de matching.

Porter, J. (2003). *Estimation in the regression discontinuity model.* CiteSeer. http://dx.doi.org/10.1.1.133.540

Rivkin, S. G., Hanushek, E. A., & Kain, J. F. (2005). Teachers, schools, and academic achievement. *Econometrica*, *73*(2), 417–458. http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0262.2005.00584.x

Sapelli, C., & Illanes, G. (2016). Class size and teacher effects in higher education. *Economics of Education Review*, *52*, 19–28. http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2016.01.001

Word, E. R., et al. (Orgs.). (1990). *The State of Tennessee's Student/Teacher Achievement Ratio (STAR) Project: Technical report (1985–1990)*. ERIC.

# Apêndice A.

## A.1 Descrição das Variáveis e Estatísticas Descritivas

**Tabela A-1.** Descrição das variáveis utilizadas.

| Variável | Descrição |
|---|---|
| **Variáveis Resposta** | |
| Nota Português | Nota do aluno na Prova Brasil em Português – Padronizada com média 0 e d.p. 1 |
| Nota Matématica | Nota do aluno na Prova Brasil em Matemática – Padronizada com média 0 e d.p. 1 |
| **Característica dos Alunos** | |
| Branco | Variável Binária = 1 se o aluno é branco |
| Homem | Variável Binária = 1 se o aluno é homem |
| Já Reprovado | Variável Binária = 1 se o aluno já foi reprovado |
| Mãe EF Incompleto | Variável Binária = 1 se a mãe do aluno não completou o E.F. |
| Pai EF Incompleto | Variável Binária = 1 se o pai do aluno não completou o E.F. |
| Pós-Graduação | Variável Binária = 1 se o professor do aluno possui alguma pós-graduação. |
| **Característica das Escolas** | |
| Matrícula | Matrícula total do respectivo ano escolar |
| Tamanho da Sala | Tamanho médio da sala no respectivo ano escolar |
| Nº de Salas | Nº de Salas de Aulas Utilizadas |
| Nº de Funcionários | Nº total de funcionários da escola |
| Nº de Turmas | Nº de turmas da escola por ano escolar |
| INSE | Indicador de Nível Socioeconômico da Escola, calculado pelo INEP |

**Tabela A-2.** Estatísticas Descritivas das Variáveis.

| | Média | D.P. | Obs. | p10 | p25 | p50 | p75 | p90 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Painel A: Dados de Turmas** | | | | | | | | |
| **5º ano** | | | | | | | | |
| Tamanho da Sala (Censo Escolar) | 31,4 | 3,44 | 1.629 | 26 | 30 | 32 | 34 | 35 |
| Tamanho da Sala (Prova Brasil) | 31,4 | 3,19 | 1.514 | 27 | 30 | 32,3 | 33,7 | 34,6 |
| **9º ano** | | | | | | | | |
| Tamanho da Sala (Censo Escolar) | 30,7 | 6,20 | 13.074 | 22 | 28 | 32 | 35 | 37 |
| Tamanho da Sala (Prova Brasil) | 30,8 | 4,51 | 11.416 | 25 | 28 | 31,3 | 34 | 36 |
| **Painel B: Dados de Escolas** | | | | | | | | |
| **5º ano** | | | | | | | | |
| Nº de Matriculados | 93,6 | 30,1 | 543 | 61 | 68 | 95 | 106 | 134 |
| Nº de Presentes | 82,3 | 26,4 | 543 | 52 | 62 | 82 | 96 | 119 |
| Nº de Salas | 14,6 | 3,52 | 543 | 11 | 12 | 14 | 17 | 18 |
| Nº de Funcionários | 75,3 | 19,9 | 543 | 51 | 63 | 74 | 86 | 100 |
| Nº de Turmas | 2,98 | 0,90 | 543 | 2 | 2 | 3 | 4 | 4 |
| Pós-Graduação | 0,028 | 0,17 | 536 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| INSE | 3,49 | 1,10 | 536 | 1 | 4 | 4 | 4 | 4 |
| **9º ano** | | | | | | | | |
| Nº de Matriculados | 106,4 | 52,2 | 3.446 | 42 | 67 | 100 | 138 | 181 |
| Nº de Presentes | 86,9 | 42,6 | 3.446 | 35 | 55 | 81 | 112 | 146 |
| Nº de Salas | 13,5 | 6,49 | 3.440 | 8 | 10 | 12 | 16 | 20 |
| Nº de Funcionários | 68,6 | 27,4 | 3.446 | 37 | 49 | 65 | 85 | 107 |
| Nº de Turmas | 3,46 | 1,55 | 3.446 | 2 | 2 | 3 | 4 | 6 |
| Pós-Graduação | 0,046 | 0,21 | 3.427 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| INSE | 3,43 | 1,08 | 3.406 | 1 | 3 | 4 | 4 | 4 |
| **Painel C: Dados de Alunos** | | | | | | | | |
| **5º ano** | | | | | | | | |
| Branco | 0,31 | 0,46 | 40.328 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Homem | 0,50 | 0,50 | 39.827 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Já Reprovado | 0,089 | 0,29 | 39.527 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Mãe EF Incompleto | 0,11 | 0,32 | 40.354 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Pai EF Incompleto | 0,080 | 0,27 | 40.142 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Nota Matemática | 220,0 | 43,5 | 41.980 | 163,6 | 188,4 | 218,5 | 250,6 | 278,6 |
| Nota Português | 210,3 | 46,8 | 41.980 | 147,6 | 176,4 | 210,6 | 243,3 | 271,3 |
| **9º ano** | | | | | | | | |
| Branco | 0,36 | 0,48 | 283.343 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Homem | 0,51 | 0,50 | 280.685 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| Já Reprovado | 0,20 | 0,40 | 280.357 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Mãe EF Incompleto | 0,15 | 0,36 | 284.531 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Pai EF Incompleto | 0,12 | 0,32 | 282.327 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Nota Matemática | 253,6 | 44,6 | 288.312 | 195,4 | 220,1 | 252,0 | 284,5 | 312,8 |
| Nota Português | 250,4 | 49,5 | 288.312 | 181,9 | 215,2 | 252,9 | 286,8 | 313,8 |

*Nota:* Essa tabela apresenta estatísticas descritivas para turmas, escolas e alunos de 5º ano da rede municipal da cidade de São Paulo e 9º ano da rede estadual de São Paulo. Os dados foram obtidos do Censo Escolar e da Prova Brasil no ano de 2015.

**Tabela A-3.** Estatísticas Descritivas do Tamanho da Sala por Número de Turmas.

| | Média | D.P. | Obs. | p10 | p25 | p50 | p75 | p90 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 5º ano | | | | | |
| 1 Turma | 32,9 | 3,15 | 13 | 27 | 33 | 33 | 35 | 35 |
| 2 Turmas | 31,5 | 4,02 | 322 | 25 | 30 | 33 | 34 | 35 |
| 3 Turmas | 31,2 | 3,50 | 711 | 26 | 29 | 32 | 34 | 35 |
| 4 Turmas | 31,7 | 2,98 | 440 | 27 | 30 | 32 | 34 | 35 |
| 5 Turmas | 31,6 | 2,90 | 130 | 28 | 30 | 32 | 33 | 34,5 |
| 6 Turmas | 27,8 | 1,94 | 6 | 25 | 26 | 28,5 | 29 | 30 |
| 7 Turmas | 33,3 | 3,25 | 7 | 26 | 34 | 34 | 35 | 35 |
| | | | 9º ano | | | | | |
| 1 Turma | 24,6 | 8,86 | 345 | 12 | 18 | 26 | 32 | 35 |
| 2 Turmas | 28,5 | 6,92 | 1.686 | 19 | 24 | 29 | 34 | 37 |
| 3 Turmas | 30,6 | 5,72 | 2.889 | 24 | 28 | 32 | 35 | 37 |
| 4 Turmas | 31,3 | 5,57 | 2.884 | 25 | 29 | 32 | 35 | 37 |
| 5 Turmas | 31,5 | 5,97 | 2.030 | 24,5 | 29 | 33 | 35 | 37 |
| 6 Turmas | 31,6 | 6,05 | 1.518 | 24 | 30 | 33 | 35 | 37 |
| 7 Turmas | 31,7 | 5,63 | 812 | 26 | 30 | 33 | 35 | 36 |
| 8 Turmas | 31,7 | 6,18 | 464 | 25 | 30 | 33 | 35 | 38 |
| 9 Turmas | 32,2 | 5,33 | 243 | 29 | 31 | 33 | 35 | 37 |
| 10 Turmas | 31,4 | 6,43 | 120 | 19,5 | 29 | 34 | 35 | 37 |
| 11 Turmas | 33,5 | 2,08 | 33 | 31 | 32 | 34 | 35 | 36 |
| 12 Turmas | 33,5 | 3,28 | 36 | 31 | 33 | 34,5 | 35 | 36 |
| 14 Turmas | 33 | 6,04 | 14 | 20 | 34 | 35,5 | 36 | 36 |

*Nota:* Essa tabela apresenta estatísticas descritivas para turmas, escolas e alunos de 5º ano da rede municipal da cidade de São Paulo e 9º ano da rede estadual de São Paulo. Os dados foram obtidos do Censo Escolar e da Prova Brasil no ano de 2015.

## A.2 Resultados por Ponto de Corte

As figuras A-1 e A-2 plotam a relação de primeiro estágio para o 5º e 9º ano de uma maneira diferente do que a exposta na Figura 7: tanto agrupando os pontos de corte (análise *pooled*) como individualmente. Para essa análise, as matrículas totais foram normalizadas de acordo com a distância de cada observação ao ponto de corte acima ou abaixo mais próximo, construindo-se intervalos simétricos de modo que nenhuma observação estivesse em mais de um intervalo ao mesmo tempo. Posteriormente, calculou-se o tamanho médio da sala em *bins* de um aluno à esquerda e à direita de cada um desses pontos com intervalos de 95% confiança.

Pela Figura A-1, no 5º ano, a descontinuidade se mostra estatisticamente significante no gráfico *pooled* e no segundo ponto de corte (70 alunos matriculados). Os resultados para os demais pontos de corte devem ser analisados com cautela, uma vez que o tamanho amostral é muito pequeno em seus arredores, resultando em intervalos de confiança imprecisos. Por exemplo, no segundo ponto de corte,

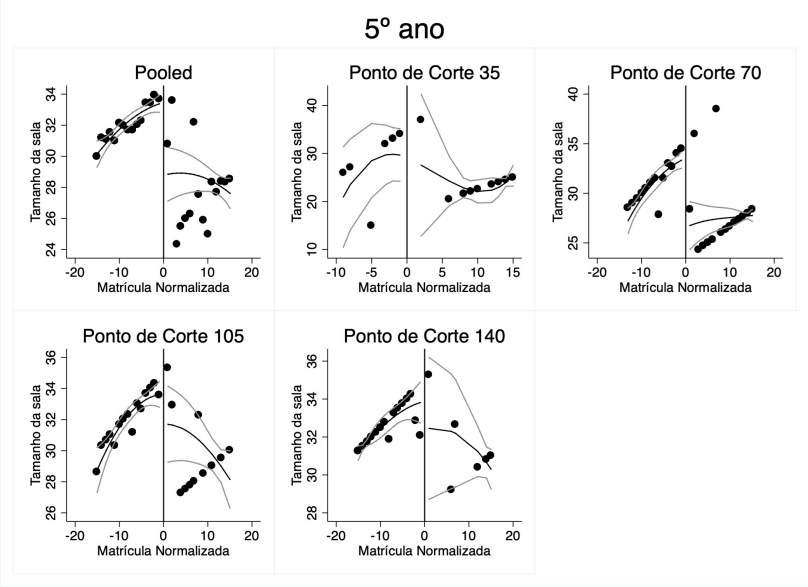



**Figura A-1.** Primeiro Estágio – pooled e por Pontos de Corte ($5^0$ ano)
Essa figura plota o tamanho médio da sala em *bins* de um aluno. A linha central é uma aproximação polinomial de segunda ordem em matrícula normalizada, ajustada separadamente à esquerda e à direita de cada um dos respectivos pontos de corte. As linhas laterais são o intervalo com 95% de confiança. Os dados provêm de alunos do 5º ano municipal da cidade de São Paulo com base no Censo Escolar 2015.

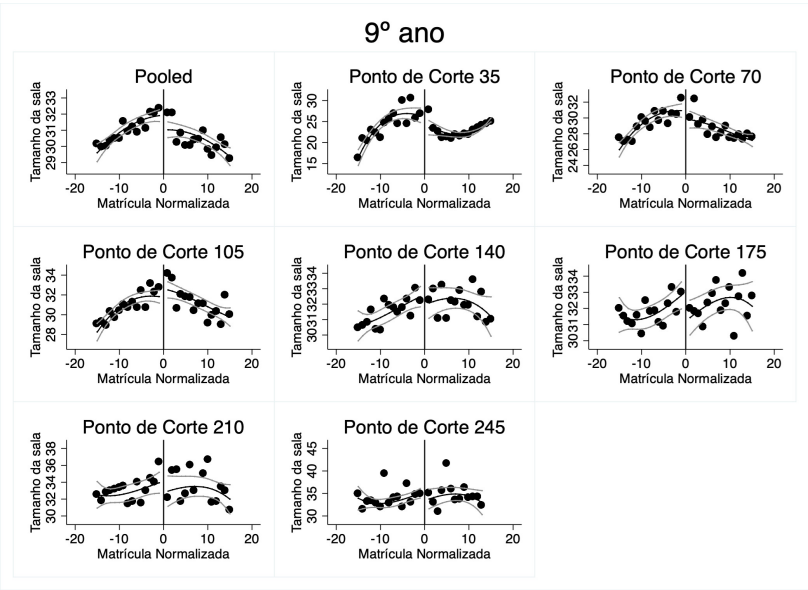



**Figura A-2.** Primeiro Estágio – pooled e por Pontos de Corte ($9^0$ ano)
Essa figura plota o tamanho médio da sala em *bins* de um aluno. A linha central é uma aproximação polinomial de segunda ordem em matrícula normalizada, ajustada separadamente à esquerda e à direita de cada um dos respectivos pontos de corte. As linhas laterais são o intervalo com 95% de confiança. Os dados provêm de alunos do 9º ano estadual de São Paulo com base no Censo Escolar 2015.

não há nenhuma turma com 36 alunos e há apenas uma turma com 37 alunos. A Tabela A-4 mostra a distribuição do número de turmas por matrícula total para o 5º ano. No 9º ano, por outro lado, não existem evidências de descontinuidade em nenhuma especificação (Figura A-2), além de que os intervalos de confiança são mais precisos do que no 5º ano devido ao maior tamanho amostral.[22]

Seguindo Brollo et al. (2013), a Tabela A-5 mostra os coeficientes de primeiro estágio (colunas 1 e 2) para o 5º (Painel A) e 9º ano (Painel B). Essa abordagem consiste em interagir a equação (3) com um conjunto de *dummies* que assumiram o valor 1 caso as matrículas totais estivessem do ponto médio abaixo ao ponto médio acima do respectivo ponto de corte, obtendo numa mesma estimação o coeficiente de cada um dos pontos de corte. Verifica-se que, no 5º ano, existem evidências fortemente significantes de um primeiro estágio para todos os pontos de corte, exceto no ponto 1. Já no 9º ano, pode-se afirmar que há um primeiro estágio nos dois primeiros pontos de corte. Os resultados da forma reduzida (colunas 3 a 6) indicam que não há efeitos do tamanho da sala predito pela regra nas notas dos alunos. Pela mesma abordagem, a Tabela A-6 reporta as estimativas de segundo estágio, mostrando que não existem efeitos de aumentar o tamanho da sala nas notas dos alunos de 5º (Painel A) e 9º ano (Painel B).

Os coeficientes estimados das equações 3 e 4 considerando apenas observações que estejam dentro da respectiva janela ótima *h* calculada segundo abordagem de Calonico et al. (2014) estão representados nas tabelas A-7 a A-10. O cálculo de *h* foi realizado individualmente para o caso *pooled* e cada um dos pontos de corte. *h* varia conforme descrito na Tabela B8, que também reporta o número de alunos à esquerda e à direita dos pontos de corte dentro da respectiva janela *h*. Para mostrar a sensibilidade dos resultados obtidos a diferentes janelas, essas tabelas reportam estimativas considerando o dobro e o triplo de *h*.

As tabelas A-7 e A-8 expõem os resultados de primeiro estágio de uma regressão linear local com *kernel* retangular para o 5º e 9º ano respectivamente, onde o instrumento utilizado foram *dummies* que assumem o valor 1 se os alunos estivessem à direita de cada um dos respectivos pontos de corte, e 0 caso estivessem à esquerda (sempre dentro da respectiva janela). Nesse caso, como é esperado que salas à direita da descontinuidade tenham tamanho menor do que à esquerda, o sinal esperado do coeficiente de primeiro estágio é negativo.[23] No 5º ano, corroborando com a análise gráfica anterior, há evidências de um primeiro estágio fortemente significante no primeiro ponto de corte para todas as janelas (colunas 1 a 6). Também no 5º ano, os efeitos na estimação *pooled* foram significantes para o dobro e triplo de *h* (colunas 3 a 6). Já no 9º ano, existem evidências de um primeiro estágio no primeiro e segundo

[22] Embora não esteja lista neste estudo, a distribuição do número de turmas por matrícula total está disponível sob demanda.

[23] Portanto, não faz sentindo interpretar a existência de um primeiro estágio caso o coeficiente estimado seja positivo.

**Tabela A-4.** Distribuição do Número de Turmas por Matrícula Total – 5º ano

| Matrículas Totais | Número de Turmas | Matrículas Totais | Número de Turmas |
|---|---|---|---|
| 26 | 1 | 96 | 42 |
| 27 | 1 | 97 | 27 |
| 30 | 2 | 98 | 44 |
| 32 | 1 | 99 | 57 |
| 33 | 4 | 100 | 49 |
| 34 | 1 | 101 | 45 |
| 35 | 6 | 102 | 21 |
| 37 | 1 | 103 | 39 |
| 41 | 2 | 104 | 31 |
| 43 | 4 | 105 | 28 |
| 44 | 4 | 106 | 9 |
| 45 | 2 | 107 | 13 |
| 47 | 2 | 109 | 4 |
| 48 | 2 | 110 | 4 |
| 49 | 2 | 111 | 4 |
| 50 | 4 | 112 | 4 |
| 51 | 8 | 113 | 7 |
| 52 | 6 | 114 | 4 |
| 53 | 2 | 116 | 12 |
| 54 | 12 | 118 | 12 |
| 57 | 6 | 120 | 4 |
| 58 | 4 | 121 | 25 |
| 59 | 6 | 122 | 12 |
| 60 | 2 | 123 | 8 |
| 61 | 16 | 124 | 16 |
| 62 | 8 | 125 | 16 |
| 63 | 20 | 126 | 32 |
| 64 | 23 | 127 | 12 |
| 65 | 33 | 128 | 16 |
| 66 | 28 | 129 | 16 |
| 67 | 41 | 130 | 24 |
| 68 | 36 | 131 | 16 |
| 69 | 22 | 132 | 29 |
| 70 | 27 | 133 | 16 |
| 71 | 25 | 134 | 16 |
| 72 | 2 | 135 | 28 |
| 73 | 3 | 136 | 4 |
| 74 | 9 | 137 | 24 |
| 75 | 6 | 138 | 21 |
| 76 | 9 | 139 | 13 |
| 77 | 2 | 140 | 24 |
| 78 | 6 | 141 | 4 |
| 79 | 12 | 146 | 5 |
| 80 | 3 | 147 | 9 |
| 81 | 6 | 152 | 5 |
| 82 | 15 | 154 | 5 |
| 83 | 6 | 155 | 5 |
| 84 | 15 | 157 | 5 |
| 85 | 18 | 160 | 5 |
| 86 | 9 | 162 | 10 |
| 87 | 12 | 163 | 5 |
| 88 | 15 | 164 | 5 |
| 89 | 27 | 165 | 10 |
| 90 | 22 | 166 | 15 |
| 91 | 12 | 167 | 11 |
| 92 | 12 | 169 | 10 |
| 93 | 27 | 173 | 10 |
| 94 | 31 | 174 | 5 |
| 95 | 27 | 233 | 7 |

*Nota:* Elaboração própria, com base no Censo Escolar 2015.

**Tabela A-5.** Resultados do Primeiro Estágio e Formas Reduzidas por Ponto de Corte (seguindo Brollo et al., 2013).

| | Tamanho da Sala | | Nota Matemática | | Nota Português | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| **Painel A: 5º ano** | | | | | | |
| Ponto 1 | 0,399 | 0,359 | −0,014 | −0,007 | −0,017 | −0,010 |
| | (0,285) | (0,288) | (0,010) | (0,009) | (0,011) | (0,008) |
| Ponto 2 | 0,656*** | 0,667*** | 0,002 | 0,005 | 0,002 | 0,005 |
| | (0,117) | (0,114) | (0,006) | (0,005) | (0,005) | (0,004) |
| Ponto 3 | 0,640*** | 0,604*** | 0,006 | 0,001 | 0,009 | 0,004 |
| | (0,135) | (0,140) | (0,006) | (0,006) | (0,007) | (0,006) |
| Ponto 4 | 0,668*** | 0,731*** | 0,003 | −0,002 | −0,002 | −0,007 |
| | (0,184) | (0,168) | (0,013) | (0,011) | (0,014) | (0,012) |
| Observações | 45.089 | 35.877 | 41.980 | 35.867 | 41.980 | 35.867 |
| **Painel B: 9º ano** | | | | | | |
| Ponto 1 | 0,293*** | 0,313*** | −0,001 | −0,003 | −0,001 | −0,003 |
| | (0,068) | (0,067) | (0,002) | (0,002) | (0,003) | (0,002) |
| Ponto 2 | 0,114* | 0,123** | −0,002 | −0,003 | −0,001 | −0,001 |
| | (0,059) | (0,058) | (0,003) | (0,002) | (0,003) | (0,002) |
| Ponto 3 | 0,020 | 0,031 | 0,001 | 0,001 | 0,002 | 0,001 |
| | (0,061) | (0,060) | (0,004) | (0,003) | (0,004) | (0,003) |
| Ponto 4 | 0,023 | −0,018 | 0,000 | −0,005 | 0,003 | −0,003 |
| | (0,082) | (0,078) | (0,005) | (0,004) | (0,006) | (0,005) |
| Ponto 5 | 0,090 | 0,047 | 0,001 | −0,002 | −0,005 | −0,010 |
| | (0,127) | (0,123) | (0,009) | (0,008) | (0,011) | (0,009) |
| Ponto 6 | 0,015 | 0,067 | 0,003 | −0,003 | 0,008 | 0,001 |
| | (0,226) | (0,235) | (0,016) | (0,011) | (0,018) | (0,012) |
| Ponto 7 | −0,033 | −0,106 | 0,014 | 0,006 | 0,018 | 0,006 |
| | (0,293) | (0,298) | (0,022) | (0,015) | (0,027) | (0,017) |
| Observações | 319.258 | 264.751 | 288.312 | 264.730 | 288.312 | 264.730 |
| Controle Alunos e INSE | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |

*Nota:* Essa tabela apresenta os efeitos da forma reduzida (coeficiente $\pi_1$ da equação (3)) do *Tamanho da Sala Predito* no tamanho médio da sala observado e nas notas dos alunos em Matemática e Português. Os coeficientes foram estimados interagindo a equação (3) com uma série de *dummies* que assumiram o valor 1 caso as matrículas totais estivessem do ponto médio abaixo ao ponto médio acima do respectivo ponto de corte. Como controle, foram incluídas *dummies* de sexo, se o aluno é branco, homem, se já reprovou, se a mãe possui Ensino Fundamental completo, se o pai possui Ensino Fundamental completo, se o professor possui pós-graduação. O INSE, Indicador de Nível Socioeconômico da escola calculado pelo INEP, o número de salas de aula utilizadas e de funcionários foram utilizados como controle de escola. A amostra inclui todos os alunos do 5º ano de escolas municipais da cidade de São Paulo e 9º ano de escolas estaduais de São Paulo que fizeram a Prova Brasil 2015. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola. $^{***}p < 0{,}01$; $^{**}p < 0{,}05$; $^{*}p < 0{,}1$.

**Tabela A-6.** Efeitos do Tamanho da Sala nas Notas dos Alunos.

| | Nota Matemática | | Nota Português | |
|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| **Painel A: 5º ano** | | | | |
| Ponto 1 | −0,028 | −0,016 | −0,033 | −0,022 |
| | (0,018) | (0,020) | (0,022) | (0,022) |
| Ponto 2 | 0,004 | 0,008 | 0,003 | 0,008 |
| | (0,009) | (0,007) | (0,008) | (0,006) |
| Ponto 3 | 0,012 | 0,002 | 0,017 | 0,007 |
| | (0,012) | (0,011) | (0,013) | (0,012) |
| Ponto 4 | 0,005 | −0,003 | −0,004 | −0,010 |
| | (0,022) | (0,017) | (0,024) | (0,017) |
| Obervações | 41.980 | 35.867 | 41.980 | 35.867 |
| **Painel B: 9º ano** | | | | |
| Ponto 1 | −0,004 | −0,009 | −0,004 | −0,009 |
| | (0,007) | (0,025) | (0,008) | (0,017) |
| Ponto 2 | −0,019 | −0,024 | −0,005 | −0,010 |
| | (0,023) | (0,039) | (0,023) | (0,029) |
| Ponto 3 | 0,104 | 0,015 | 0,156 | 0,021 |
| | (0,492) | (0,440) | (0,701) | (0,308) |
| Ponto 4 | 0,021 | 0,738 | 0,176 | 0,486 |
| | (0,322) | (8,223) | (0,865) | (5,402) |
| Ponto 5 | 0,007 | 0,037 | −0,051 | −0,111 |
| | (0,101) | (0,632) | (0,147) | (0,477) |
| Ponto 6 | 0,069 | 0,019 | 0,186 | 0,058 |
| | (0,471) | (0,615) | (1,019) | (0,462) |
| Ponto 7 | −0,215 | −0,397 | −0,277 | −0,280 |
| | (1,037) | (3,880) | (1,349) | (2,620) |
| Observações | 288.312 | 264.730 | 288.312 | 264.730 |
| Controle Alunos e INSE | Não | Sim | Não | Sim |

*Nota:* Essa tabela apresenta as estimativas da equação (4) por Mínimos Quadrados em 2 Estágios (coeficiente $\beta_1$ da equação (4)). Os coeficientes foram estimados interagindo a equação (4) com uma série de *dummies* que assumiram o valor 1 caso as matrículas totais estivessem do ponto médio abaixo ao ponto médio acima do respectivo ponto de corte. A variável endógena é o tamanho médio da sala, que foi instrumentalizada pelo tamanho predito pela equação (2). Como controle, foram incluídas *dummies* de sexo, se o aluno é branco, homem, se já reprovou, se a mãe possui Ensino Fundamental completo, se o pai possui Ensino Fundamental completo, se o professor possui pós-graduação. O INSE, Indicador de Nível Socioeconômico da escola calculado pelo INEP, o número de salas de aula utilizadas e de funcionários foram utilizados como controle de escola. A amostra inclui todos os alunos do 5º ano de escolas municipais da cidade de São Paulo e 9º ano de escolas estaduais de São Paulo que fizeram a Prova Brasil 2015. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola.

ponto de corte somente para o triplo de $h$ (colunas 5 e 6). Devido ao menor tamanho amostral, as estimativas reportadas nessa tabela possuem maior erro padrão do que aquelas mostradas anteriormente.

Os resultados do efeito de interesse dado por $\beta_1$ da equação (4) considerando a amostra na janela ótima $h$ e variações indicam que não existem efeitos estatisticamente significantes do tamanho da sala nas notas dos alunos de 5º e 9º ano em matemática e português (tabelas A-9 e A-10). Embora menos precisos, os resultados encontrados estão de acordo com aqueles anteriormente reportados.

**Tabela A-7.** Resultados do Primeiro Estágio na Janela Ótima – 5º ano.

| | h | | 2 ∗ h | | 3 ∗ h | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| *Pooled* | −1,896 | −2,007 | −3,133*** | −3,297*** | −4,006*** | −3,954*** |
| | (1,239) | (1,225) | (1,134) | (1,120) | (0,885) | (0,873) |
| Observações | 10.063 | 7.496 | 15.794 | 11.609 | 23.047 | 16.874 |
| Ponto 1 | 5,063** | 4,079 | −2,111 | −1,232 | −5,768* | −7,918*** |
| | (1,868) | (3,751) | (6,509) | (4,263) | (3,103) | (1,985) |
| Observações | 356 | 233 | 435 | 287 | 650 | 463 |
| Ponto 2 | −5,165** | −5,791*** | −4,406** | −4,585** | −5,308*** | −5,561*** |
| | (2,085) | (1,893) | (1,940) | (1,872) | (1,525) | (1,503) |
| Observações | 2.132 | 1.636 | 3.317 | 2.483 | 5.899 | 4.388 |
| Ponto 3 | −0,063 | −0,108 | −1,014 | −0,995 | −2,001 | −1,355 |
| | (1,457) | (1,533) | (1,528) | (1,520) | (1,365) | (1,426) |
| Observações | 3.977 | 3.046 | 6.160 | 4.548 | 9.581 | 6.993 |
| Ponto 4 | 1,516* | 0,288 | 1,389*** | 0,544 | −2,064 | −2,758** |
| | (0,716) | (0,495) | (0,365) | (0,350) | (1,570) | (1,089) |
| Observações | 1.966 | 1.418 | 3.720 | 2.732 | 5.073 | 3.702 |
| Controle Alunos e INSE | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |

*Nota:* Cada célula representa o coeficiente de uma regressão linear local cuja variável explicativa de interesse é uma *dummy* que assume o valor 1 caso a observação esteja à direita do ponto de corte e 0 caso contrário e cuja variável resposta é o tamanho médio da sala. Foi considerada apenas a amostra dentro da janela ótima $h$ e variações (o dobro e triplo de $h$). Como controle, foram incluídas *dummies* de sexo, se o aluno é branco, homem, se já reprovou, se a mãe possui Ensino Fundamental completo, se o pai possui Ensino Fundamental completo, se o professor possui pós-graduação. O INSE, Indicador de Nível Socioeconômico da escola calculado pelo INEP, o número de salas de aula utilizadas e de funcionários foram utilizados como controle de escola. A amostra inclui alunos do 5º ano municipal da cidade de São Paulo que fizeram a Prova Brasil 2015. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola. $^{***}p < 0{,}01$; $^{**}p < 0{,}05$; $^{*}p < 0{,}1$.

**Tabela A-8.** Resultados do Primeiro Estágio na Janela Ótima – 9º ano.

| | h | | 2 ∗ h | | 3 ∗ h | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| *Pooled* | −0,084 | 0,238 | −0,264 | −0,001 | −0,243 | −0,058 |
| | (0,452) | (0,464) | (0,320) | (0,314) | (0,291) | (0,286) |
| Observações | 37.480 | 27.495 | 86.818 | 62.969 | 109.852 | 79.577 |
| Ponto 1 | 1,469 | 2,531 | −0,923 | −0,263 | −3,112** | −3,049** |
| | (2,377) | (2,029) | (1,806) | (1,763) | (1,314) | (1,277) |
| Observações | 2.172 | 1.526 | 3.522 | 2.532 | 5.899 | 4.298 |
| Ponto 2 | −0,114 | −0,016 | −0,458 | −0,554 | −0,911* | −0,978** |
| | (0,749) | (0,733) | (0,562) | (0,548) | (0,470) | (0,466) |
| Observações | 15.370 | 11.299 | 27.960 | 20.490 | 36.622 | 26.815 |
| Ponto 3 | 1,363* | 1,510** | 0,515 | 0,401 | 0,536 | 0,414 |
| | (0,695) | (0,709) | (0,530) | (0,538) | (0,469) | (0,469) |
| Observações | 9.542 | 7.158 | 21.140 | 15.666 | 32.499 | 23.949 |
| Ponto 4 | −0,141 | −0,017 | 0,178 | 0,374 | 0,214 | 0,461 |
| | (0,676) | (0,690) | (0,568) | (0,536) | (0,498) | (0,465) |
| Observações | 15.239 | 11.130 | 26.789 | 19.505 | 36.529 | 26.676 |
| Ponto 5 | −0,318 | −0,231 | −0,798 | −0,717 | −0,478 | −0,260 |
| | (1,092) | (0,827) | (0,792) | (0,708) | (0,712) | (0,703) |
| Observações | 5.249 | 3.922 | 11.798 | 8.254 | 17.582 | 12.375 |
| Ponto 6 | 0,021 | 0,406 | −0,421 | −0,588 | 0,401 | 0,068 |
| | (1,504) | (1,404) | (1,028) | (1,025) | (0,810) | (0,861) |
| Observações | 7.469 | 5.282 | 11.560 | 8.152 | 17.802 | 12.339 |
| Ponto 7 | −0,985 | 0,160 | −1,237 | −0,251 | 0,453 | 1,106 |
| | (1,266) | (0,480) | (1,289) | (0,855) | (1,250) | (1,094) |
| Observações | 2.937 | 1.921 | 4.532 | 3.128 | 6.517 | 4.547 |
| Controle Alunos e INSE | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |

*Nota:* Cada célula representa o coeficiente de uma regressão linear local cuja variável explicativa de interesse é uma *dummy* que assume o valor 1 caso a observação esteja à direita do ponto de corte e 0 caso contrário e cuja variável resposta é o tamanho médio da sala. Foi considerada apenas a amostra dentro da janela ótima $h$ e variações (o dobro e triplo de $h$). Como controle, foram incluídas *dummies* de sexo, se o aluno é branco, homem, se já reprovou, se a mãe possui Ensino Fundamental completo, se o pai possui Ensino Fundamental completo, se o professor possui pós-graduação. O INSE, Indicador de Nível Socioeconômico da escola calculado pelo INEP, o número de salas de aula utilizadas e de funcionários foram utilizados como controle de escola. A amostra inclui alunos do 9º ano estadual de São Paulo que fizeram a Prova Brasil 2015. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola. $^{***}p < 0{,}01$; $^{**}p < 0{,}05$; $^{*}p < 0{,}1$.

**Tabela A-9.** Efeitos do Tamanho da Sala na Nota dos Alunos na Janela Ótima – 5º ano.

| | Nota em Matemática | | | | | | Nota em Português | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | h | | 2 ∗ h | | 3 ∗ h | | h | | 2 ∗ h | | 3 ∗ h | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) |
| *Pooled* | 0,005 | 0,014 | −0,006 | −0,001 | −0,005 | −0,004 | 0,001 | 0,016 | −0,004 | 0,001 | −0,006 | −0,003 |
| | (0,025) | (0,020) | (0,015) | (0,012) | (0,010) | (0,009) | (0,024) | (0,018) | (0,014) | (0,011) | (0,010) | (0,009) |
| Observações | 8.735 | 7.494 | 13.649 | 11.607 | 19.871 | 16.869 | 8.735 | 7.494 | 13.649 | 11.607 | 19.871 | 16.869 |
| Ponto 1 | 0,009 | 0,036 | −0,074 | 0,034 | −0,022 | −0,006 | 0,043 | −0,068 | −0,126 | −0,100 | −0,019 | −0,008 |
| | (0,023) | (0,139) | (0,169) | (0,203) | (0,019) | (0,012) | (0,030) | (0,099) | (0,310) | (0,274) | (0,018) | (0,009) |
| Observações | 295 | 233 | 352 | 287 | 543 | 463 | 295 | 233 | 352 | 287 | 543 | 463 |
| Ponto 2 | 0,015 | 0,017 | 0,006 | 0,014 | −0,001 | 0,006 | 0,011 | 0,013 | −0,003 | 0,006 | −0,002 | 0,004 |
| | (0,015) | (0,011) | (0,015) | (0,011) | (0,014) | (0,011) | (0,016) | (0,011) | (0,017) | (0,011) | (0,013) | (0,009) |
| Observações | 1.868 | 1.636 | 2.895 | 2.483 | 5.157 | 4.388 | 1.868 | 1.636 | 2.895 | 2.483 | 5.157 | 4.388 |
| Ponto 3 | 0,068 | −0,041 | −0,010 | −0,035 | 0,019 | 0,013 | 0,852 | 0,600 | 0,038 | 0,012 | 0,029 | 0,031 |
| | (1,748) | (0,619) | (0,058) | (0,058) | (0,033) | (0,047) | (15,515) | (8,316) | (0,106) | (0,074) | (0,038) | (0,060) |
| Observações | 3.444 | 3.045 | 5.310 | 4.547 | 8.195 | 6.991 | 3.444 | 3.045 | 5.310 | 4.547 | 8.195 | 6.991 |
| Ponto 4 | −0,108 | −0,540 | −0,114 | −0,255 | −0,019 | −0,030 | −0,015 | −0,204 | −0,015 | −0,037 | −0,045 | −0,054 |
| | (0,074) | (0,955) | (0,079) | (0,191) | (0,042) | (0,024) | (0,029) | (0,398) | (0,021) | (0,079) | (0,042) | (0,047) |
| Observações | 1.712 | 1.418 | 3.195 | 2.731 | 4.378 | 3.700 | 1.712 | 1.418 | 3.195 | 2.731 | 4.378 | 3.700 |
| Controle Alunos e INSE | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |

*Nota:* Cada célula representa o coeficiente de uma regressão linear local de segundo estágio dado por $\beta_1$ na equação (4). Foi considerada apenas a amostra dentro da janela ótima $h$ e variações (o dobro e triplo de $h$). Como controle, foram incluídas *dummies* de sexo, se o aluno é branco, homem, se já reprovou, se a mãe possui Ensino Fundamental completo, se o pai possui Ensino Fundamental completo, se o professor possui pós-graduação. O INSE, Indicador de Nível Socioeconômico da escola calculado pelo INEP, o número de salas de aula utilizadas e de funcionários foram utilizados como controle de escola. A amostra inclui todos os alunos do 5º ano municipal da cidade de São Paulo que fizeram a Prova Brasil 2015. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola.

**Tabela A-10.** Efeitos do Tamanho da Sala na Nota dos Alunos na Janela Ótima - 9º ano.

| | Nota em Matemática | | | | | | Nota em Português | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | h | | 2 ∗ h | | 3 ∗ h | | h | | 2 ∗ h | | 3 ∗ h | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) |
| *Pooled* | 0,175 | 0,052 | 0,097 | 1,664 | 0,009 | −0,215 | 0,167 | 0,080 | 0,109 | −2,980 | 0,019 | −0,292 |
| | (0,641) | (0,147) | (0,139) | (508,260) | (0,074) | (1,094) | (0,618) | (0,199) | (0,157) | (911,413) | (0,083) | (1,476) |
| Observações | 29.782 | 27.491 | 68.240 | 62.963 | 86.332 | 79.570 | 29.782 | 27.491 | 68.240 | 62.963 | 86.332 | 79.570 |
| Ponto 1 | 0,045 | 0,035 | 0,015 | −0,003 | −0,012 | −0,014 | 0,130 | 0,079 | 0,003 | −0,117 | −0,010 | −0,015 |
| | (0,135) | (0,042) | (0,047) | (0,179) | (0,015) | (0,013) | (0,353) | (0,076) | (0,052) | (0,771) | (0,017) | (0,016) |
| Observações | 1.716 | 1.525 | 2.774 | 2.531 | 4.654 | 4.297 | 1.716 | 1.525 | 2.774 | 2.531 | 4.654 | 4.297 |
| Ponto 2 | 0,006 | 0,018 | −0,037 | −0,040 | −0,012 | −0,024 | 0,093 | 1,414 | −0,022 | −0,021 | −0,009 | −0,018 |
| | (0,147) | (1,968) | (0,070) | (0,054) | (0,026) | (0,022) | (0,329) | (1,222) | (0,064) | (0,045) | (0,027) | (0,022) |
| Observações | 12.059 | 11.299 | 21.911 | 20.489 | 28.894 | 26.813 | 12.059 | 11.299 | 21.911 | 20.489 | 28.894 | 26.813 |
| Ponto 3 | −0,044 | −0,017 | −0,093 | −0,089 | −0,056 | −0,017 | −0,042 | −0,001 | −0,082 | −0,027 | −0,041 | 0,029 |
| | (0,046) | (0,031) | (0,107) | (0,134) | (0,087) | (0,062) | (0,051) | (0,037) | (0,103) | (0,086) | (0,083) | (0,073) |
| Observações | 7.676 | 7.157 | 16.973 | 15.665 | 25.898 | 23.947 | 7.676 | 7.157 | 16.973 | 15.665 | 25.898 | 23.947 |
| Ponto 4 | 0,120 | −2,274 | 0,022 | 0,091 | −0,041 | 0,053 | 0,093 | −2,628 | −0,014 | 0,080 | −0,038 | 0,059 |
| | (0,797) | (86,994) | (0,138) | (0,143) | (0,146) | (0,072) | (0,681) | (1,67) | (0,163) | (0,133) | (0,163) | (0,079) |
| Observações | 12.098 | 11.129 | 21.087 | 19.504 | 28.722 | 26.675 | 12.098 | 11.129 | 21.087 | 19.504 | 28.722 | 26.675 |
| Ponto 5 | 0,280 | 0,447 | 0,047 | 0,071 | 0,062 | 0,084 | 0,294 | 0,356 | 0,019 | 0,024 | 0,021 | −0,039 |
| | (0,998) | (1,701) | (0,073) | (0,090) | (0,114) | (0,242) | (1,076) | (1,428) | (0,081) | (0,081) | (0,115) | (0,232) |
| Observações | 4.170 | 3.922 | 8.988 | 8.252 | 13.437 | 12.372 | 4.170 | 3.922 | 8.988 | 8.252 | 13.437 | 12.372 |
| Ponto 6 | −0,036 | −0,003 | 0,013 | −0,033 | −0,078 | −0,219 | 0,352 | 0,095 | 0,072 | 0,004 | −0,125 | −0,480 |
| | (1,380) | (0,173) | (0,169) | (0,110) | (0,282) | (2,826) | (7,024) | (0,323) | (0,236) | (0,101) | (0,389) | (6,072) |
| Observações | 5.701 | 5.281 | 8.959 | 8.151 | 13.708 | 12.337 | 5.701 | 5.281 | 8.959 | 8.151 | 13.708 | 12.337 |
| Ponto 7 | 0,095 | 0,578 | 0,005 | −0,113 | 0,000 | 0,006 | 0,195 | 0,505 | 0,049 | 0,044 | −0,093 | −0,018 |
| | (0,172) | (1,759) | (0,087) | (0,584) | (0,150) | (0,035) | (0,260) | (1,510) | (0,113) | (0,320) | (0,280) | (0,056) |
| Observações | 2.257 | 1.921 | 3.563 | 3.128 | 5.077 | 4.547 | 2.257 | 1.921 | 3.563 | 3.128 | 5.077 | 4.547 |
| Controle Alunos e INSE | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |

*Nota:* Cada célula representa o coeficiente de uma regressão linear local de segundo estágio dado por $\beta_1$ na equação (4). Foi considerada apenas a amostra dentro da janela ótima $h$ e variações (o dobro e triplo de $h$). Como controle, foram incluídas *dummies* de sexo, se o aluno é branco, homem, se já reprovou, se a mãe possui Ensino Fundamental completo, se o pai possui Ensino Fundamental completo, se o professor possui pós-graduação. O INSE, Indicador de Nível Socioeconômico da escola calculado pelo INEP, o número de salas de aula utilizadas e de funcionários foram utilizados como controle de escola. A amostra inclui todos os alunos do 9º ano estadual de São Paulo que fizeram a Prova Brasil 2015. Erros padrão reportados entre parênteses foram clusterizados a nível de escola.

**Tabela A-11.** Janela Ótima e Número de Obervações à Esquerda e à Direita de Cada Ponto de Corte.

| | h | Obs. à Esquerda | Obs. à Direita | 2 ∗ h | Obs. à Esquerda | Obs. à Direita | 3 ∗ h | Obs. à Esquerda | Obs. à Direita |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| **Painel A: 5º ano** | | | | | | | | | |
| *Pooled* | 2,02 | 7.427 | 1.311 | 4,04 | 11.998 | 1.655 | 6,06 | 17.569 | 2.309 |
| Ponto 1 | 3,01 | 266 | 29 | 6,02 | 289 | 63 | 9,03 | 3.466 | 197 |
| Ponto 2 | 1,4 | 1.319 | 549 | 2,8 | 2.278 | 617 | 4,2 | 4.289 | 869 |
| Ponto 3 | 2,26 | 2.875 | 570 | 4,52 | 4.649 | 662 | 6,78 | 7.357 | 842 |
| Ponto 4 | 2,59 | 1.617 | 95 | 5,18 | 3.100 | 95 | 7,77 | 3.937 | 441 |
| **Painel B: 9º ano** | | | | | | | | | |
| *Pooled* | 1,61 | 20.275 | 9.508 | 3,22 | 40.871 | 27.373 | 4,83 | 51.537 | 34.800 |
| Ponto 1 | 1,39 | 1.204 | 512 | 2,78 | 1.596 | 1.178 | 4,17 | 2.531 | 2.123 |
| Ponto 2 | 3,19 | 7.400 | 4.659 | 6,38 | 11.976 | 9.936 | 9,57 | 14.864 | 14.031 |
| Ponto 3 | 1,67 | 5.189 | 2.488 | 3,34 | 10.183 | 6.791 | 5,01 | 15.188 | 10.711 |
| Ponto 4 | 2,25 | 7.540 | 4.558 | 4,5 | 8.446 | 12.642 | 6,75 | 17.511 | 11.212 |
| Ponto 5 | 1,88 | 2.891 | 1.279 | 3,76 | 4.675 | 4.316 | 5,64 | 7.707 | 5.733 |
| Ponto 6 | 3,04 | 3.973 | 1.728 | 6,08 | 5.528 | 3.431 | 9,12 | 8.622 | 5.086 |
| Ponto 7 | 2,01 | 1.057 | 1.200 | 4,02 | 2.084 | 1.479 | 6,03 | 3.030 | 2.047 |

*Nota:* As janelas ótimas ($h$) foram calculadas seguindo o procedimento proposto por Calonico et al. (2014).

## A.3 Estatísticas Descritivas para Escolas em Municípios sem Escola Particular

**Tabela A-12.** Estatísticas Descritivas de Escolas em Municípios Sem Escola Particular – 9º ano.

| | Média | D.P. | Obs. | p5 | p10 | p25 | p50 | p75 | p90 | p95 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Matrículas Totais | 78,0 | 39,0 | 780 | 24,5 | 32 | 49 | 74 | 103 | 126,5 | 139 |
| Nº de Turmas | 2,84 | 1,23 | 780 | 1 | 1 | 2 | 3 | 4 | 4 | 5 |

*Nota:* Essa tabela apresenta estatísticas descritivas para turmas, escolas e alunos de 5º ano da rede municipal da cidade de São Paulo e 9º ano da rede estadual de São Paulo. Os dados foram obtidos do Censo Escolar e da Prova Brasil no ano de 2015.

# Apêndice B.

## B.1 Resolução SE 86, de 28/11/2008 – Resolução Estadual de São Paulo que Limita o Número de Alunos por Sala

**Art. 2º** Na organização do atendimento à demanda escolar nas escolas estaduais, sempre que houver disponibilidade de recursos físicos, deverão ser observados como critérios para organização e composição de classes/turmas os seguintes referenciais quanto à média de alunos por classe:

**I** – 30 alunos para as classes das séries/anos iniciais do ensino fundamental;

**II** – 35 alunos para as classes das séries/anos finais do ensino fundamental;

**III** – 40 alunos para as classes do ensino médio;

**IV** – 40 alunos para as turmas de educação de jovens e adultos, nos dois níveis de ensino: fundamental e médio;

**V** – 15 a 20 alunos para as turmas do Projeto Intensivo no Ciclo — PIC de 3ª e 4ª séries do ensino fundamental;

**VI** – 12 a 15 alunos na oferta de serviços de apoio pedagógico especializado, SAPE(s), e para o atendimento escolar de alunos com deficiência, a partir dos princípios da educação inclusiva, em conformidade com o disposto na Resolução nº 11/2008;

**VII** – as turmas de recuperação paralela serão constituídas de 15 a 20 alunos e organizadas em conformidade com as diretrizes fixadas na Resolução nº 40/2008;

**Parágrafo único** – Casos excepcionais deverão ser submetidos à análise da Diretoria Ensino e à homologação anual da respectiva Coordenadoria.

## B.2 Portaria nº 4722, de 16 de Outubro de 2009 – Portaria Municipal de São Paulo que Limita o Número de Alunos por Sala

**Art. 20** As classes do 1º ano do Ciclo I do ensino fundamental regular serão formadas com até 32 (trinta e dois) alunos.

**§1°** Nos demais anos do ensino fundamental regular, as classes devem ser formadas com até 35 (trinta e cinco) alunos.

**§2°** Nas Emees, que atendem, exclusivamente, os alunos com necessidades educacionais especiais, as classes de ensino fundamental serão formadas com, em média, 10 (dez) alunos.