ISSN 0034-7140 00004 >
9 770034 714013

FGV

ISSN 0034-7140 (print)
ISSN 1806-9134 (online)
Rio de Janeiro • v. 74 • n. 4 • Out–Dez 2020

FGV

v. 74 • n. 4 • Out–Dez 2020

Revista Brasileira de Economia

rbe

Revista Brasileira de Economia

A note on Brazilian IPOs performance in the long run
Ricardo Avelino

Elections, heterogeneity of central bankers and inflationary pressure: The case for staggered terms for the president and the central banker
Mauricio S. Bugarin, Fabia A. de Carvalho

Os recursos hídricos no agronegócio brasileiro: Uma análise insumo-produto do uso, consumo, eficiência e intensidade
Marco Antonio Montoya, Eduardo Belisário Finamore

A importância da qualidade institucional no desenvolvimento das regiões brasileiras
Luciano Nakabashi

A note on performance differences between urban and rural schools in Brazil
Luciana de Oliveira Rodrigues, Edward Martins Costa, Vitor Hugo Miro Couto Silva, Francisca Zilania Mariano, Jaime de Jesus Filho

Uma nota sobre os efeitos da Lei nº 13.043/2014 no mercado de empréstimo de ações
Aline Barreto dos Santos, Fernanda Finotti Cordeiro

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).

CNPq Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico
CAPES
Ministério da Educação
Ministério da Ciência e Tecnologia
BRASIL UM PAÍS DE TODOS GOVERNO FEDERAL

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. 4 • Out–Dez 2020

r b e

Revista Brasileira de Economia

Sumário

402	A note on Brazilian IPOs performance in the long run *Ricardo Avelino*
418	Elections, heterogeneity of central bankers and inflationary pressure: The case for staggered terms for the president and the central banker *Mauricio S. Bugarin, Fabia A. de Carvalho*
441	Os recursos hídricos no agronegócio brasileiro: Uma análise insumo-produto do uso, consumo, eficiência e intensidade *Marco Antonio Montoya, Eduardo Belisário Finamore*
465	A importância da qualidade institucional no desenvolvimento das regiões brasileiras *Luciano Nakabashi*
494	A note on performance differences between urban and rural schools in Brazil *Luciana de Oliveira Rodrigues, Edward Martins Costa, Vitor Hugo Miro Couto Silva, Francisca Zilania Mariano, Jaime de Jesus Filho*
508	Uma nota sobre os efeitos da Lei nº 13.043/2014 no mercado de empréstimo de ações *Aline Barreto dos Santos, Fernanda Finotti Cordeiro*

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 10.5935/0034-7140.20200019
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

A note on Brazilian IPOs performance in the long run

Ricardo Avelino*

Contents

1. Introduction 402
2. Data and Methodology 404
3. Aftermarket Performance 405
4. Conclusion 414
Appendix. 415

Keywords
IPO, long-run performance, wealth relative

JEL Codes
G11, G14

Abstract · Resumo

Esta nota examina o desempenho de longo prazo dos IPOs brasileiros com base em uma amostra de 143 empresas que abriram o capital entre 2004 e 2013. Não há evidências de que os IPOs tenham desempenho inferior ao do mercado nos 60 meses após a abertura de capital. Um investidor teria que investir 12,6 a mais em um fundo que replica o índice do que nos IPOs para alcançar o mesmo nível de riqueza cinco anos depois. IPOs com os maiores retornos iniciais têm um pior desempenho no longo prazo e há evidências mistas de que IPOs maiores têm desempenho inferior aos menores nos cinco anos subsequentes à oferta.

1. Introduction

The short-run underpricing of initial public offerings (IPOs) has been recognized for a long time in the financial literature. See, for instance, the empirical evidence in Ibbotson, Sindelar, and Ritter (1988), which shows that IPO initial returns, measured from the offering price to the first-day closing price are, on average, positive. More recently, Ritter (1991) pointed out that what appears to be underpricing in the short run may be overpricing when one focuses on the long run. He reports that a sample of 1,526 IPOs issued during 1975–84 in the U.S. substantially underperformed a set of comparable firms matched by size by as much as 29% in the three years after going public.

This note examines whether Brazilian IPOs underperform the market in the long run using a sample of 143 firms that went public between 2004 and 2013. To assess the long-run performance of IPOs, I employ five-year wealth relatives, defined as the ratio of one plus the five-year total return on IPOs and one plus the five-year total return on the Bovespa index. The selection of a five-year interval and the use of

*Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP). Av. Prof. Luciano Gualberto, 908, Cidade Universitária, São Paulo, SP, CEP 05508-010, Brasil. 0000-0002-1343-8891

avelino@usp.br

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

Received on Jul 02, 2019
Final Acceptance on Feb 14, 2020

wealth relatives are motivated by the findings in Loughran (1993), who shows that IPO underperformance persists for approximately five years, and by the possibility to compare the results with those of previous studies.

My findings suggest that Brazilian IPOs do not underperform the market in the long run. The average five-year holding period return for the sample of IPOs is 49.17%, while the Bovespa index advanced, on average, 32.50% during this same five-year holding period, yielding a mean wealth relative of 1.126. Thus, an investor would have to put 12.6% more money in a passive fund that replicates the index than in the IPOs to achieve the same terminal wealth level after five years. We conclude, therefore, that the long-run underperformance is not a general phenomenon as the short-run underpricing widely documented in the literature. In six of the ten years analyzed, which concentrate 68.5% of the offerings, wealth relatives are greater than one. This finding does not support the "hot issue" market phenomenon.

The results also provide evidence that firms with the highest initial returns tend to have the worst aftermarket performance and that this tendency is somewhat stronger for larger issues than for smaller issues. They also point to marked differences in the long-run performance of individual industries. The fraction of secondary shares in the offering, by contrast, does not seem to impact the long-run performance.

Since the patterns highlighted in the previous paragraph are not independent of each other, I run a multiple linear regression to disentangle the effects of the several variables on five-year wealth relatives. According to the estimates, an increase of 5% in the adjusted initial return of an IPO would lead, *ceteris paribus*, to a reduction of 7.5–9.0 cents in the terminal wealth for each real invested in the IPO. The evidence concerning the impact of gross proceeds is mixed. The coefficient of the variable is statistically significant when the Ibovespa return in the 12 months preceding the IPO is included among the explanatory variables as a proxy for market sentiment, indicating that larger IPOs have a worse long-run performance than smaller ones, but it is not statistically significant when the Ibovespa return is replaced by the annual number of IPOs. The impact of Ibovespa returns in the three, six, nine or twelve months preceding the IPO, of the annual number of IPOs and of the percentage of secondary shares in the offering, by contrast, is not statistically significant.

This is not the first paper to analyze the long-run performance of Brazilian IPOs. Aggarwal, Leal, and Hernandez (1993) previously documented the underperformance of Brazilian IPOs over a horizon up to three years based on a sample of 62 offerings in 1980–1990. Leal (2004) also investigated a sample of IPOs during the high-inflation years of 1979 through 1992, but he focused on whether accounting information in the prospectuses are useful to predict short-term returns and, to a lesser extent, long-term returns up to three years.

The rest of the note is organized as follows. Section 2 describes the dataset used in this study and discusses in detail the methodology employed to assess the long-run performance of IPOs. Section 3 presents the empirical results, highlighting

the aftermarket performance by year of issuance, issue size, initial return, economic sector and the presence of secondary shares. Section 4 concludes.

2. Data and Methodology

The dataset used in this study consists of 143 firms that went public between 2004 and 2013. I exclude from the analysis seven Brazilian Depository Receipts, one issue whose total assets were below R$ 10 million and one IPO listed on the Bovespa Mais segment.

Table 1 presents the evolution of the annual number of IPOs in the sample in conjunction with the total number of offerings during the period under consideration and the aggregate gross proceeds, in millions of reais, including the overallotment option.

First, we see that the total number of IPOs varies substantially over time. It increases from 7 offerings in 2004 to 64 in 2007. In the next two years of the sample, the number of IPOs falls, on average, to 5 offerings per year and remains modest from 2010 to 2013, amounting to no more than 11 offerings per year.

Second, we see that the companies examined in this paper are a comprehensive sample of the IPOs over the period 2004–2013, representing 94.1% of the number of firms that went public and 97.4% of the aggregate gross proceeds raised by all firms.

Table 1. Distribution of Initial Public Offerings by Year

This table shows the number of initial public offerings and the aggregate gross proceeds raised by the firms for the initial sample of IPOs and for the subsample used in this study. Gross proceeds calculations include the overallotment options, if exercised. No price level adjustments have been made in this table.

	Total of 152 offerings		143 offerings in sample		Total included	
Year	No. of IPOs	Aggregate gross proceeds (R$ millions)	No. of IPOs	Aggregate gross proceeds (R$ millions)	No. of IPOs (%)	Aggregate gross proceeds (%)
2004	7	4,487,065,024	7	4,487,065,024	100.0	100.0
2005	10	6,333,364,411	9	6,317,364,411	90.0	99.7
2006	26	15,373,613,634	24	13,817,877,849	92.3	89.9
2007	64	55,648,186,085	59	53,248,633,923	92.2	95.7
2008	4	7,494,941,362	3	7,474,240,362	75.0	99.7
2009	6	23,831,458,391	6	23,831,458,391	100.0	100.0
2010	11	11,193,373,738	11	11,193,373,738	100.0	100.0
2011	11	7,175,095,457	11	7,175,095,457	100.0	100.0
2012	3	3,932,950,736	3	3,932,950,736	100.0	100.0
2013	10	17,293,349,990	10	17,293,349,990	100.0	100.0
Total	152	152,763,398,828	143	148,771,409,881	94.1	97.4

Third, we observe that there is, in general, a positive correlation between the annual number of IPOs and the corresponding aggregate gross proceeds, with the exception of 2008 and 2009.

Following Loughran and Ritter (1995), I calculate returns for two intervals: the initial return period, defined as month 0 and given by the length of time between the offering date and the end of the day in which the issue starts trading, and the five-year period after the IPO, encompassing the next 60 months following the first-day closing price. Each of these 60 months are defined as successive 21-trading day periods. For those companies that are delisted before the 60 months after the IPO, I assume that the proceeds are equally allocated among the surviving IPOs. Thus, the calculation of returns involves portfolio rebalancing.

To assess the long-run performance of IPOs, I employ five-year wealth relatives. Let r_{it} denote the monthly return of stock i on date t incorporating dividend payments, and r_{mt} the Ibovespa return for the corresponding calendar month. Consider the holding period return for stock i up to date T, given by

$$R_{iT} = \prod_{t=1}^{T}(1 + r_{it}) - 1$$

and, similarly, the holding period return on the market benchmark up to date T:

$$R_{mT} = \prod_{t=1}^{T}(1 + r_{mt}) - 1.$$

The wealth relative is computed as

$$WR = \frac{1 + \text{average 5 year total return on IPOs}}{1 + \text{average 5 year return on the market benchmark}},$$

where the Ibovespa is taken as the market benchmark. A wealth relative greater than one indicates that IPOs overperform the market in the five-year period. By contrast, a wealth relative below one provides evidence that IPOs underperform.

3. Aftermarket Performance

The Appendix presents the holding period returns for IPOs and for the market benchmark for the 60 months following the first closing price, along with wealth relatives and the number of firms trading in each month. Is is worth emphasizing that, by the end of month 60, only 16 of the 143 firms that went public were delisted, which represents 11.2% of the initial sample of IPOs. The average five-year holding period return on firms going public is 49.17%, which is almost 17% greater than the five-year holding period return of 32.50% on the benchmark. Further, we see, for

choices of intervals of 12, 24 and 36 months, that IPOs slightly underperform the market after the first-closing price, but by no more than 3%.

The close association between the holding period returns on IPOs and on the benchmark from month 0 to month 48, depicted in Figure 1(a), translates itself into a relative stability of the wealth relative. The deviation of the performance of IPOs from the benchmark becomes evident in the fifth year and is reflected in a sharp increase of the wealth relative, plotted in Figure 1(b). In sum, there is no evidence of underperformance of IPOs in the first four years and mild evidence of overperformance in the fifth year.

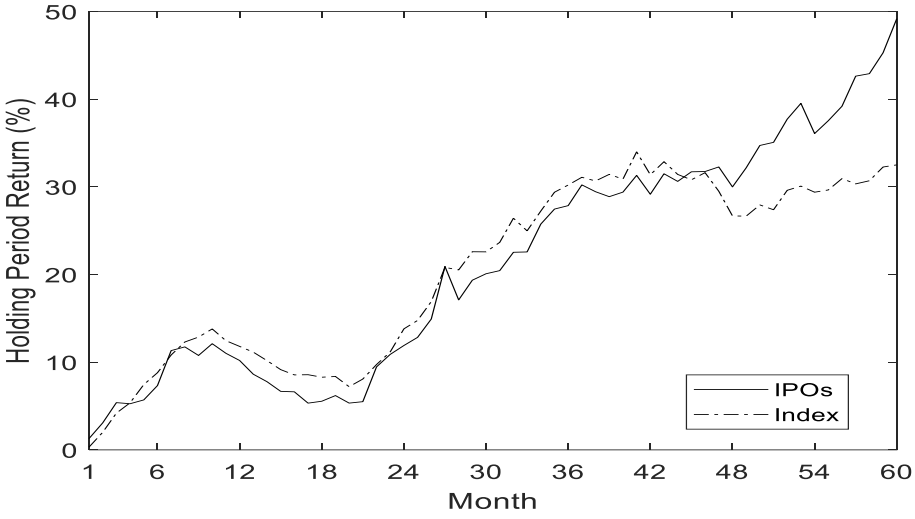
3.1 Aftermarket Performance by Year of Seasoning

Table 2 examines the long-run performance of IPOs segmenting the offerings by year of seasoning. As the table indicates, the long-run overperformance of IPOs is not a general phenomenon over the years. Wealth relatives are greater than one for six of the ten years in the sample and range from a minimum of 0.791 in 2012 to 2.892 in 2008. The four years in which wealth relatives are below one concentrate 31.5% of the IPOs in the sample.

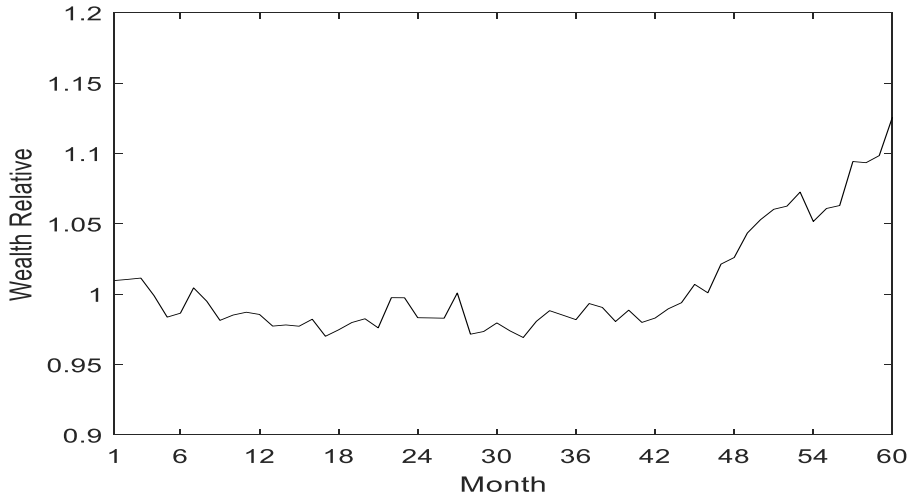
Equipped with the mean wealth relative of 1.126, we can calculate the extra investment in a passive fund that follows the index required to achieve the same

Table 2. The Long-Run Performance of IPOs by Cohort Year 2004–2013
This table presents the long-run performance of IPOs by year of issuance. The five-year holding period return on companies going public in cohort τ is calculated as an equally weighted average of the firm individual five-year holding period returns in the 60 months following the first-day closing price. A month is defined as 21 successive trading day periods. The proceeds from firms that are delisted before their five-year anniversary are equally allocated among the surviving IPOs in the next month. The five-year market holding period return is also calculated as an equally weighted average of Ibovespa returns over the same holding periods of the IPOs. The wealth relative is given by the ratio of one plus the average five-year return on IPOs and one plus the average five-year return on the benchmark.

		Five-Year Holding Period Return		
Cohort Year	Number of IPOs	IPOs	Market	Wealth Relative
2004	7	152.06	197.49	0.847
2005	9	198.98	138.42	1.254
2006	24	22.11	22.70	0.995
2007	59	23.51	16.81	1.057
2008	3	178.29	−3.77	2.892
2009	6	77.36	−14.95	2.085
2010	11	25.92	−15.67	1.493
2011	11	−25.24	−8.85	0.820
2012	3	−2.47	23.29	0.791
2013	10	125.93	78.38	1.266
Total	143	49.17	32.50	1.126



(a)



(b)

Figure 1. Evolution of Holding Period Returns and of Wealth Relative
The top graph plots the average holding period return on 143 IPOs in 2004-2013 and on the market benchmark in the 60 months following the first-day closing price. The holding period return on the i-th IPO up to date τ is defined as $R_{i\tau} = \prod_{t=1}^{\tau}(1 + r_{it}) - 1$ and on the market benchmark as $R_{m\tau} = \prod_{t=1}^{\tau}(1 + r_{mt}) - 1$, where r_{it} and r_{mt} are, respectively, the return on initial public offering i and the Ibovespa return in month t. The bottom graph depicts the evolution of the wealth relative, calculated as the ratio of one plus the average holding period return on IPOs and one plus the average holding period return on the benchmark.

terminal wealth that would result from investing in the IPOs for five years. Suppose that an investor purchases the share of a representative IPO at the first closing price by R$ 10.00. After five years, she would have R$ 14.92. An investment of R$ 10.00 in the passive fund over the same time horizon would have produced R$ 13.25. This means that an investment of R$ 11.26 in the passive fund is required to receive the same R$ 14.92 after five years, or 12.6% more money than in the IPOs.

3.2 Aftermarket Performance by Issue Size and Initial Return

In Table 3, IPOs are categorized by gross proceeds of the offering in order to evaluate the long-run performance. The cutoffs were chosen to divide the sample into nine roughly equal-size subsamples. The table reveals that only three of the nine categories underperform the market in the long run and that, in contrast to the results presented in Ritter (1991), there is no tendency for smaller offerings to have the worst aftermarket performance.

Table 3. Mean Performance Measures for 143 IPOs in 2004–2013 Categorized by Gross Proceeds
This table segments the 143 IPOs in 2004–2013 by gross proceeds raised in the offering. Gross proceeds are converted to January 2004 reais using the IPCA to adjust for inflation. The cutoffs divide the sample into nine roughly equal-size subsamples. The table shows for each category the adjusted average initial return, the five-year wealth relative and the number of firms in the subsample in months 0 and 60. The average adjusted initial return is computed as an equally weighted average of IPO adjusted first-day returns. The first-day return is defined as the percentage change in price from the offering date to the close at the first-day of trading less the equivalent change in the Ibovespa. The five-year wealth relative is calculated as the ratio of one plus the average five-year return on IPOs and one plus the average five-year return on the benchmark. The average five-year return on IPOs is computed as an equally weighted average of the firm individual holding period returns in the 60 months following the first-day closing price. A month is defined as 21 successive trading day periods. For IPOs that are delisted before their five-year anniversary, the holding period returns are truncated accordingly. The average benchmark return is also calculated as an equally weighted average of Ibovespa returns over the same holding periods of the IPOs.

Gross proceeds (R$)	Adjusted average initial return	Five-year wealth relative	Sample Size	
			Month 0	Month 60
120,745,549–299,999,999	−1.32	1.459	19	16
300,000,000–349,999,999	1.49	0.921	15	12
350,000,000–399,999,999	5.91	0.816	14	14
400,000,000–449,999,999	4.00	1.302	17	16
450,000,000–499,999,999	4.62	1.156	16	12
500,000,000–599,999,999	4.20	1.234	17	17
600,000,000–799,999,999	5.49	1.200	18	16
800,000,000–1,199,999,999	9.76	0.966	14	11
1,200,000,000–9.843,069,357	5.27	1.020	13	13
All (mean)	4.18	1.140	143	127
All (median)	1.97	0.855	143	127

Table 3 also shows the adjusted initial return for the nine categories as well as the mean and median adjusted initial return. For the whole sample, the mean adjusted initial return equals 4.18% and is greater than the median of 1.97%. 86 of the 143 offerings, or 60.1%, have a positive adjusted initial return. All categories, with the exception of the issues that raised less than R$ 300 million, have a positive average adjusted initial return.

To the extent that average gross proceeds is a proxy of firm size and firm size can be interpreted as a measure of risk, we would expect larger issues to have smaller adjusted initial returns. The results in Table 3 do not seem to support this hypothesis. Indeed, we observe some tendency for larger firms to have a greater initial return.

Table 4 examines the relation between initial returns and aftermarket performance, measured by five-year wealth relatives, for initial return quintiles for both small and large offerings. We see that there is some tendency for firms with the highest adjusted initial returns to have the worst aftermarket performance. For all initial return quintiles, the five-year wealth relative is greater for issues raising less than R$ 465 million than for issues raising more than R$ 465 million.

Table 4. Aftermarket Performance for 143 IPOs in 2004–2013 Categorized by Initial Return and Size of the Offerings

This table segments the 143 IPOs in 2004–2013 in adjusted initial return quintiles and presents for each quintile the five-year wealth relative for both small and large offerings. The adjusted initial return is defined as the percentage change in price from the offering date to the first-day closing price less the equivalent change in the Ibovespa. Gross proceeds are converted to January 2004 reais using the IPCA to adjust for inflation. The five-year wealth relative is calculated as the ratio of one plus the average five-year return on IPOs and one plus the average five-year return on the benchmark. The average five-year return on IPOs is computed as an equally weighted average of the firm individual holding period returns in the 60 months following the first-day closing price. A month is defined as 21 successive trading day periods. For IPOs that are delisted before their five-year anniversary, the holding period returns are truncated accordingly. The average benchmark return is also calculated as an equally weighted average of Ibovespa returns over the same holding periods of the IPOs.

			Segmented by gross proceeds			
	All offerings		Proceeds < R$ 465 million		Proceeds > R$ 465 million	
Initial return quintile	Five-year wealth relative	Sample Size	Five-year wealth relative	Sample Size	Five-year wealth relative	Sample Size
12.49 ≤IR = 49.03	1.029	28	1.059	17	0.983	11
4.59 ≤IR = 12.49	0.978	29	1.047	17	0.879	12
−0.07 ≤IR = 4.59	1.098	29	1.140	14	1.058	15
−3.38 ≤IR = −0.07	1.271	28	1.287	16	1.249	12
−17.18 ≤IR = −3.38	1.323	29	1.432	17	1.168	12

3.3 Aftermarket Performance by Economic Sector

I turn now to the analysis of the long-run performance of IPOs categorized by economic sector. There are 52 industries represented in the sample. Banks and civil

construction contain 13 and 20 offerings, respectively. In the remaining industries, there are at most eight offerings. For this reason, I employ a broader classification in Table 5, based on the economic sector of the firm, following the classification adopted by BM&FBovespa. Economic sectors with less than 10 offerings are grouped into a single category. Table 5 also presents the average amount raised by economic sector along with adjusted initial returns and five-year wealth relatives.

An inspection of the table shows that there are marked differences in average gross proceeds across industries. The adjusted initial return also varies substantially across industries, ranging from a minimum of 1.43% for "all other firms" to a maximum of 7.99% for other financial institutions.

The wealth relatives suggest that there are significant differences in the long-run performance of individual industries. Half of the economic sectors underperform the market in the long run. Transport and construction (other than civil construction) has the worst long-run performance, with a wealth relative of 0.822, while cyclical consumption has the best performance among the eight industries, with a wealth relative of 1.571.

Cyclical consumption firms, which have the best long-run performance, have a mean adjusted initial return below average. However, the negative association

Table 5. Aftermarket Performance for 143 IPOs in 2004–2013 Categorized by Industry
This table shows the average gross proceeds, adjusted initial return and the five-year wealth relative for 143 IPOs in 2004–2013 categorized with respect to the economic sector of the firm, based on the classification adopted by BM&FBovespa. All economic sectors with less than 10 IPOs are grouped into a single category, called "All Other Firms". Gross proceeds are measured in reais of January 2004 purchasing power using the IPCA. The adjusted initial return is defined as the percentage change in price from the offering date to the first-day closing price less the equivalent change in the Ibovespa. The five-year wealth relative is calculated as the ratio of one plus the average five-year return on IPOs and one plus the average five-year return on the benchmark. The average five-year return on IPOs is computed as an equally weighted average of the firm individual holding period returns in the 60 months following the first-day closing price. A month is defined as 21 successive trading day periods. For IPOs that are delisted before their five-year anniversary, the holding period returns are truncated accordingly. The average benchmark return is also calculated as an equally weighted average of Ibovespa returns over the same holding periods of the IPOs.

Economic Sector	Sample size	Average gross proceeds	Initial return	Five-year wealth relative
Financial (Banks)	13	1,476,987,862	1.60	0.862
Financial (Others)	18	1,913,132,254	7.99	1.562
Transport and Construction (Civil Construction)	20	483,681,355	4.32	0.836
Transport and Construction (Others)	10	580,144,425	6.65	0.822
Cyclical Consumption	25	399,970,616	2.36	1.571
Non Cyclical Consumption	20	587,077,497	6.23	1.163
Telecommunication and Public Utility	10	731,956,863	5.76	1.329
All Other Firms	27	722,119,848	1.43	0.847

between initial returns and five-year wealth relatives, apparent from Table 4, does not hold for other economic sectors.

3.4 Aftermarket Performance by the Fraction of Secondary Shares

In Table 6, IPOs are categorized by the percentage of secondary shares in the offering. At first glance, it might be tempting to assume that a high fraction of secondary shares in the offering provides a negative signal about the future prospects of the company and that, *ceteris paribus*, the greater the percentage of secondary shares, the worse the long-run performance of the company.

However, if shareholders willing to add liquidity to their investments are particularly risk averse and strive to guarantee the successful completion of the IPO, they may be more conservative in setting the initial price range. Thus, the effect of secondary shares in the long-run performance of IPOs is *a priori* ambiguous.

Table 6 reveals that there is not a monotone relation between the fraction of secondary shares in the offering and five-year wealth relatives. IPOs with at least 80% of secondary shares have the best long-run performance with a wealth relative of 1.471, whereas the worst long-run performance is for those IPOs that include both primary and secondary shares and for which the percentage of secondary shares does not exceed 20%.

Table 6. Aftermarket Performance Categorized by the Percentage of Secondary Shares for 143 IPOs in 2004–2013

This table segments the 143 IPOs in 2004–2013 in six categories according to the percentage of secondary shares in the offering, including the overallotment option, if exercised. The five-year wealth relative is calculated as the ratio of one plus the average five-year return on IPOs and one plus the average five-year return on the benchmark. The average five-year return on IPOs is computed as an equally weighted average of the firm individual holding period returns in the 60 months following the first-day closing price. A month is defined as 21 successive trading day periods. For IPOs that are delisted before their five-year anniversary, the holding period returns are truncated accordingly. The average benchmark return is also calculated as an equally weighted average of Ibovespa returns over the same holding periods of the IPOs.

Secondary shares (%)	Sample size	Five-year wealth relative
0.00	45	1.351
0.01–20.00	19	0.780
20.01–40.00	31	1.005
40.01–60.00	15	0.821
60.01–80.00	16	1.179
80.01–100.00	17	1.471

3.5 Regression Results

The preceding analysis suggests that there is some tendency for firms with the highest adjusted initial returns to have the worst aftermarket performance and

that this tendency is somewhat stronger for larger issues. Moreover, it provides no evidence that, in years in which the number of new issues is heavier, IPOs tend to underperform. These patterns are in principle not independent of each other. Panel A of Table 7 reports the results of a multiple linear regression with the five-year wealth relative as the dependent variable and the adjusted initial return, the logarithm of gross proceeds, the annual number of IPOs and the percentage of secondary shares as explanatory variables in order to disentangle the effects of the several variables on the long-run performance of new issues.

The adjusted R^2 equals 0.046, smaller than the value of 0.070 reported by Ritter (1991) in a regression with three-year wealth relatives, indicating that the model is capable of explaining only a small part of the variability in five-year wealth relatives. The results of the ordinary least squares regression confirm the absence of impact of the annual number of IPOs on the long-run performance. The coefficient on the annual number of IPOs (divided by 100) equals −0.469 and it is not statistically significant at any reasonable level of significance, as indicated by the associated p value of 0.213 in parenthesis.

In addition, we observe that the coefficient on the adjusted initial return of −0.015 is negative and barely statistically significant at the conservative level of 10%, corroborating the previous evidence in Table 4. It is also economically significant. An investment of one real in an IPO at the upper bound of the fourth initial return quintile, for example, produces 12 cents less than the same investment in an IPO with an initial return equal to the average of 4.18 ($0.015 \times (12.49 - 4.18)$).

The coefficient on gross proceeds is numerically negative, but its impact, in contrast to the effect of the adjusted initial return, is not statistically different from zero, as indicated by the p value of 0.476. Finally, we see that the percentage of secondary shares is not statistically significant, suggesting that this variable has no effect on the long-run performance of IPOs.

To check the robustness of the regression results, I replace the annual number of IPOs by alternative variables that should be correlated with IPO activity in Panel B of Table 7. Specifically, I employ the Ibovespa return from the three, six, nine and twelve-months preceding the offering date.

Overall, the results are not very sensitive to the measure of IPO activity employed. The coefficient on the adjusted initial return varies from −0.018 to −0.017 in Panel B, compared with −0.015 in Panel A. The p value in the preferred specification (when the Ibovespa returns in the twelve preceding months are used), with the highest $\bar{R}^2$, is somewhat smaller than in Panel A and equals 0.071. Hence, the adjusted initial return remains statistically significant only at the 10% level.

Turning now to the Ibovespa return in the months prior to the IPO, we see that its coefficient is virtually zero regardless of the interval employed. The coefficient fluctuates between 0.001 and 0.003 as we move from the three- to the twelve-month return and the associated p values oscillate from 0.313 to 0.882. The coefficients,

Table 7. Ordinary Least Squares Regression Results with the Five-Year Wealth Relative as the Dependent Variable, for 143 IPOs in 2004–2013

Panel A reports the coefficient estimates of the following ordinary least squares regression: $WR_i = b_0 + b_1 IR_i + b_2 GP_i + b_3 IPO_i + b_4 Secondary_Shares_i + e_i$; p-values are reported in parenthesis. WR_i stands for the five-year wealth relative, calculated as the ratio of one plus the average five-year return on IPOs and one plus the average five-year return on the benchmark. The average five-year return on IPOs is computed as an equally weighted average of the firm individual holding period returns in the 60 months following the first-day closing price. A month is defined as 21 successive trading day periods. For IPOs that are delisted before their five-year anniversary, the holding period returns are truncated accordingly. The average benchmark return is also calculated as an equally weighted average of Ibovespa returns over the same holding periods of the IPOs. IR_i is the adjusted initial return, defined as the percentage change in price from the offering date to the first-day closing price less the equivalent change in the Ibovespa. GP_i refers to the logarithm of gross proceeds, measured in millions of January 2004 reais using the IPCA. IPO_i is the number of IPOs in the year of issuance, divided by 100. $Secondary_Shares_i$ stands for the percentage of secondary shares in the IPO, including the overallotment option, if exercised. Panel B replaces the explanatory variable IPO_i by the Ibovespa return from the three, six, nine and twelve-months preceding the offering date.

Panel A

Intercept	Adjusted initial return	Gross proceeds	Annual Number of IPOs	Secondary shares	$\bar{R}^2$
1.860	−0.015	−0.091	−0.469	0.002	0.046
(0.036)	(0.099)	(0.476)	(0.213)	(0.457)	

Panel B

Intercept	Adjusted initial return	Gross proceeds	Three-month Ibovespa return	Secondary shares	$\bar{R}^2$
1.715	−0.018	−0.098	0.002	0.003	0.036
(0.048)	(0.116)	(0.455)	(0.833)	(0.256)	
Intercept	Adjusted initial return	Gross proceeds	Six-month Ibovespa return	Secondary shares	$\bar{R}^2$
1.704	−0.017	−0.096	0.001	0.003	0.036
(0.051)	(0.081)	(0.448)	(0.882)	(0.255)	
Intercept	Adjusted initial return	Gross proceeds	Nine-month Ibovespa return	Secondary shares	$\bar{R}^2$
1.701	−0.017	−0.097	0.001	0.003	0.036
(0.049)	(0.079)	(0.455)	(0.847)	(0.247)	
Intercept	Adjusted initial return	Gross proceeds	Twelve-month Ibovespa return	Secondary shares	$\bar{R}^2$
1.624	−0.018	−0.101	0.003	0.003	0.043
(0.059)	(0.071)	(0.071)	(0.313)	(0.192)	

therefore, are not significant regardless of the measure of IPO activity employed, suggesting that the returns in the months preceding the IPO are not related to the long-run performance of new issues.

The coefficient on gross proceeds remains numerically negative and it is of the same order of magnitude of that reported in Panel A, but turns out to be statistically significant at the 10% level in the preferred specification with the twelve-month Ibovespa return preceding the offering date among the explanatory variables. Finally, we observe a tiny increase in the coefficient of the percentage of secondary shares, which is still not statistically significant in all specifications.

4. Conclusion

This note assessed the long-run performance of 143 Brazilian IPOs in 2004–2013. This is a comprehensive sample of the firms that went public over this period, representing more than 90% of the offerings. The results do not provide evidence that new issues underperform the market in the five years after going public. The average five-year holding period return on IPOs is 49.17%, roughly 17% greater than the holding period return on the benchmark, which equals 32.50%, yielding a mean wealth relative of 1.126. Hence, an investor would have to invest 12.6% more money in a passive fund that follows the index than in the IPOs to have the same terminal wealth level five years later.

The results, therefore, contrast with the findings of the international literature, which documents the tendency of IPOs to underperform in the long run. They also suggest that firms with the highest initial returns have a worse performance in the long-run and provide mixed evidence about the tendency of larger IPOs to underperform smaller offerings in the long run. Other variables such as the annual number of IPOs, the Ibovespa return in the months preceding the offering and the percentage of secondary shares in the IPO do not seem to have any impact on the aftermarket performance.

References

Aggarwal, R., Leal, R., & Hernandez, L. (1993). The aftermarket performance of initial public offerings in Latin America. *Financial Management*, *22*(1), 42–53. https://www.jstor.org/stable/3665964

Ibbotson, R. G., Sindelar, J. L., & Ritter, J. R. (1988). Initial public offerings. *Journal of Applied Corporate Finance*, *1*(2), 37–45. http://dx.doi.org/10.1111/j.1745-6622.1988.tb00164.x

Leal, R. P. C. (2004). Using accounting information in prospectuses to invest in Brazilian IPOs during high inflation years. *Latin American Business Review*, *5*(3), 65–90. http://dx.doi.org/10.1300/J140v05n03_04

Loughran, T. (1993). NYSE vs NASDAQ returns: Market microstructure or the poor performance of initial public offerings? *Journal of Financial Economics*, *33*(2), 241–260. http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(93)90006-W

Loughran, T., & Ritter, J. R. (1995). The new issues puzzle. *Journal of Finance*, *50*(1), 23–51. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05166.x

Ritter, J. R. (1991). The long-run performance of initial public offerings. *Journal of Finance*, *46*(1), 3–27. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb03743.x

Appendix.

Table A-1. Abnormal Returns for Initial Public Offerings in 2004–2013

This table shows the average holding period return for 143 IPOs in 2004–2013 and for the market benchmark along with the wealth relative for each of the 60 months following the first-day closing price. The average holding period return for IPOs up to date τ is defined as $R_{i\tau} = \sum_{t=1}^{\tau}(1 + r_{it}) - 1$ and as $R_{m\tau} = \sum_{t=1}^{\tau}(1 + r_{mt}) - 1$ for the market benchmark, where r_{it} and r_{mt} are, respectively, the total return on initial public offering i and the Ibovespa return in month t. The wealth relative is defined as the ratio of one plus the average holding period return on IPOs and one plus the average holding period return on the benchmark.

Month of seasoning	Number of firms trading	Mean Holding Period Return		Wealth Relative
		IPOs	Benchmark	
1	143	1.29	0.31	1.010
2	143	3.08	2.00	1.011
3	143	5.39	4.19	1.012
4	143	5.26	5.37	0.999
5	143	5.70	7.44	0.984
6	143	7.33	8.80	0.987
7	143	11.32	10.82	1.005
8	143	11.75	12.30	0.995
9	143	10.77	12.87	0.981
10	143	12.11	13.79	0.985
11	143	11.01	12.45	0.987
12	142	10.19	11.80	0.986
13	142	8.63	11.15	0.977
14	142	7.78	10.18	0.978
15	142	6.67	9.15	0.977
16	141	6.62	8.55	0.982
17	140	5.33	8.57	0.970
18	140	5.55	8.29	0.975
19	140	6.19	8.37	0.980

(*continue*)

Table A-1. (*continued*)

Month of seasoning	Number of firms trading	Mean Holding Period Return		Wealth Relative
		IPOs	Benchmark	
20	140	5.33	7.20	0.983
21	140	5.50	8.08	0.976
22	140	9.46	9.73	0.998
23	140	10.89	11.17	0.998
24	140	11.90	13.80	0.983
25	139	12.83	14.76	0.983
26	139	14.92	16.91	0.983
27	139	20.92	20.81	1.001
28	137	17.10	20.52	0.972
29	137	19.35	22.60	0.974
30	137	20.09	22.58	0.980
31	137	20.44	23.66	0.974
32	137	22.53	26.42	0.969
33	135	22.57	24.98	0.981
34	135	25.75	27.24	0.988
35	135	27.46	29.38	0.985
36	135	27.85	30.21	0.982
37	135	30.22	31.09	0.993
38	134	29.44	30.67	0.991
39	134	28.88	31.42	0.981
40	133	29.40	30.88	0.989
41	132	31.31	33.99	0.980
42	131	29.15	31.38	0.983
43	131	31.49	32.87	0.990
44	129	30.62	31.41	0.994
45	129	31.72	30.80	1.007
46	129	31.75	31.62	1.001
47	129	32.27	29.50	1.021
48	129	29.99	26.69	1.026
49	129	32.16	26.65	1.044
50	129	34.72	27.94	1.053
51	129	35.07	27.39	1.060
52	129	37.72	29.61	1.063
53	128	39.52	30.08	1.073
54	127	36.08	29.39	1.052

(*continue*)

Table A-1. (*continued*)

Month of seasoning	Number of firms trading	Mean Holding Period Return		Wealth Relative
		IPOs	Benchmark	
55	127	37.54	29.64	1.061
56	127	39.19	30.94	1.063
57	127	42.62	30.34	1.094
58	127	42.91	30.69	1.094
59	127	45.28	32.26	1.099
60	127	49.17	32.50	1.126

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200020
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Elections, heterogeneity of central bankers and inflationary pressure: The case for staggered terms for the president and the central banker*

Mauricio S. Bugarin†
Fabia A. de Carvalho‡

Contents

1. Introduction 419
2. A brief review of the literature 420
3. A model of credibility and inflation expectations formation with exogenous inflation targets 422
4. Equilibria 426
5. The role of the institutional framework 429
6. Conclusion 433
Appendix. 435

Keywords
elections, inflation targeting, exogenous inflation targets, credibility, central bank heterogeneity, opportunistic political business cycles on inflation, staggered terms

JEL Codes
E52, E58, C72

Abstract · Resumo

Este artigo analisa um modelo de sinalização da política monetária quando as metas de inflação não são definidas pela autoridade monetária. A principal conclusão da solução do modelo é que uma maior dispersão ex ante nas preferências dos banqueiros centrais, referida como heterogeneidade na orientação política, aumenta o custo de sinalização do compromisso com as metas de inflação. O modelo permite a comparação de dois arranjos institucionais distintos em relação à posse no cargo do banqueiro central e do chefe de governo. Concluímos que mandatos escalonados produzem equilíbrios superiores quando ciclos de negócios políticos oportunistas podem surgir nas eleições presidenciais. Isso é consequência da redução da assimetria de informação sobre política monetária e dá suporte teórico à prática observada de mandatos escalonados entre bancos centrais independentes.

*The views expressed in this paper are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central do Brasil or of the University of Brasilia. The present version of this paper was concluded while Mauricio Bugarin was visiting the Political Science Department of the University of Vanderbilt. Bugarin is grateful to FAP-DF for the financial support [No. 00193.00002099/2018-65] that allowed for that post-doctoral research and for the overall research support of the Political Science Department at Vanderbilt University. Bugarin also acknowledges the research support by the Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. The authors are grateful to the participants of the XX Annual Inflation Targeting Seminar of the Banco Central do Brasil, the 18th International Conference on Game Theory (Stony Brook), the Third World Congress of the Game Theory Society and most especially to Eurilton Araujo, Shiv Dixit, Marcelo Moura, Flavio Versiani, Carlos Viana and an anonymous referee for insightful comments and discussions on the present or past versions of this research.

†Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Departamento de Economia. Campus Darcy Ribeiro, Prédio da FACE, Asa Norte, Brasília, DF, CEP 70910-900, Brasil. 0000-0003-1177-7344

‡Banco Central do Brasil, Departamento de Assuntos Internacionais (BCB/Derin). SBS, Quadra 3, Bloco B, 14º andar, Brasilia, DF, CEP 70070-900, Brasil. 0000-0001-8367-1827

bugarinmauricio@gmail.com fabia.carvalho@bcb.gov.br

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

Received on May 19, 2019
Final Acceptance on Apr 27, 2020

1. Introduction

One fundamental characteristic of the inflation targeting (IT) regime is that inflation targets are announced in advance to society. Therefore, inflation expectations based on target announcements and credibility about the central banker's ability and willingness to deliver the targeted inflation rate play a crucial role in the success of an IT regime.

Most IT central banks do not have the autonomy to choose inflation targets[1]. Notwithstanding, the literature of central bank reputation and monetary policy[2] traditionally assumes that inflation targets are set by the monetary authority, disregarding important strategic behavior by the players.[3]

In this paper, we show that relaxing the traditional assumption that the central banker chooses the inflation target has important implications for the conclusions drawn in this literature. To this end, we first extend the signaling models of Vickers (1986) and Cukierman and Liviatan (1991) by

(i) letting inflation targets be determined by some agent that is not the central banker, and

(ii) letting central banks, even very hawkish types, decide strategically if they will achieve the exact target.[4]

Second, which we believe is our main contribution in this paper, we innovate on the solution of the game. We show that the method Vickers (1986) employs to find sequential equilibria fails to encompass certain central bank choices that cannot be ruled out in a perfect Bayesian equilibrium. We apply Cho and Kreps (1987) intuitive criterion as an equilibrium refinement and show that under that criterion, greater heterogeneity in central bankers' types makes disinflationary policies costlier. It is

[1] In a survey with 19 inflation targeters, Horváth and Matějů (2011) show that only 7 central banks could independently choose inflation targets. For some countries, inflation targets are set by a committee in which the central banker participates. In the case of Brazil, for instance, inflation targets are decided and set by the Monetary Policy Council (CMN), comprised, until 2018, of the Finance Minister, the Minister of Budget and Planning and the Central Bank of Brazil's Governor. In 2019, the new President changed the composition of the CMN, assigning two seats to the Economics Ministry (which was a fusion of the former Finance Ministry and the Ministry of Budget and Planning) and one seat to the Central Bank of Brazil.

[2] Vickers (1986) and Cukierman and Liviatan (1991) are the fundamental references. See also: Walsh (2000); Mishkin and Schmidt-Hebbel (2001); Bugarin and de Carvalho (2005).

[3] As is traditional in this literature, central bankers are drawn from a distribution of types that can be the same or can be a subset of the distribution of society's types. The types are a simplification of individuals' heterogeneous preferences over price or output stability, assuming that there is a tradeoff between these two objectives. Araújo, Berriel, and Santos (2016) explore some of the consequences of heterogeneity in central bank preferences and highlights that low target equilibria may be harder to achieve as a unique equilibrium of the monetary signaling game in weak institutions countries.

[4] Note that the exogenous target assumption does not affect the role of the central banker in deciding, strategically, which inflation level it will seek to implement, given its own preferences, as discussed above.

important to highlight that our results are *not* a generalization of the ones Vickers obtains.

The most important implication of the model is that higher *ex-ante* dispersion[5] in central bankers' preferences, which we refer to as heterogeneous policy orientation, causes a strong-type central banker, whose policy orientation is his private information, to adopt very tight monetary policies in order to be credible. Naturally, the fact that a player may overshoot, choosing a strategy above the efficient threshold is well known in this literature (Spence, 1973), but we contribute by relating the overshooting with the spread of the uncertainty about the central banker's type and its effect on the cost of signaling. We show that in a separating equilibrium, monetary policy may consistently induce realized inflation to a level below the target.

The framework analyzed in this paper also relates to the literature of opportunistic political business cycles on inflation. Our framework allows for a comparison of two distinct institutional arrangements regarding the term in office of the central banker and the head of government. The main result is that macroeconomic adjustment to the pressures from the political process is less costly when the head of government and the central banker serve in staggered terms. This result originates from the reduction of asymmetric information about monetary policy since society already knows the type of the central banker when the new head of government takes office. This finding is in line with the results in Waller (1989) and gives support to a framework that is common among independent central banks: staggered terms to central banker and the head of government.

The paper is organized as follows. Section 2 presents a brief review of the game-theory literature underlying our model. Section 3 builds the game-theoretic model of credibility of an inflation-targeting monetary policy. Section 4 discusses the equilibria. Section 5 extends the model in order to be able to compare the two distinct institutional frameworks: one where the head of government nominates a new central banker at the beginning of the presidential mandate; and the other where the head of government has to maintain the previous central banker for two additional years. Finally, the last section concludes the paper.

2. A brief review of the literature

Kydland and Prescott (1977) and Barro and Gordon (1983a, 1983b) pioneered the study of the role of inflation expectations in short-run output variations. A vast literature has built on their contributions to analyze the effects of asymmetric information on the outcome of monetary policy games played between the central bank and society.

[5]Under a reasonable support of the discount factor (i.e., greater than 0.5).

Canzoneri (1985) presents an infinite repeated game between society and a central bank. At each period t, society first sets inflation expectations, and the central banker next chooses inflation. However, realized inflation in period t is affected by a stochastic component to money demand $\delta_t = e_t + \varepsilon_t$. The model focuses on *imperfect* asymmetric information on δ_t the central banker observes e_t before choosing the inflation rate, but society only observes δ_t at the end of the period. Because society does not distinguish between e_t and ε_t, the central banker can create unexpected inflation and attribute it to the unexpected shock ε_t. The solution to the model follows Green and Porter (1984) and finds a trigger strategy equilibrium in which society sets an inflation threshold so that, if realized inflation is below that threshold, society expects the Pareto-superior low inflation, but if realized inflation is above that threshold, society expects the higher Nash inflation for a punishment period. The model explains periods of high inflation and low employment (stagflation) triggered by the stochastic component of money demand, rather than by the traditional time inconsistency incentives.

Backus and Driffill (1985) focus on *incomplete* asymmetric information about the type of the central banker, who could be *wet* or *hard-nosed*. A *wet* central banker cares both about controlling inflation and employment whereas a *hard-nosed* central banker only cares about controlling inflation. The paper considers a finite horizon game between society—who sets inflation expectations—and the central banker—who chooses inflation—and finds a mixed-strategy partial-pooling equilibrium in which the *wet* central banker mimics the *hard-nosed* one with positive probability. In their model, inflation may be lower than expected in the initial periods of the game and higher in the final period.

Vickers (1986) presents a more general game where all types of central banker care both about low inflation and high employment, but they have different relative preferences for inflation and unemployment. The paper focuses on a signaling, separating equilibrium in which the central banker who most values employment (*wet*) is not able to mimic the central banker who most values low inflation (*dry*). The game consists of two periods and in equilibrium there will be recession in the first period if the central banker is *dry* and there will be expansion if he is *wet*. Moreover, there will be no surprises in the last period, as all relevant information becomes public by the end of the first period. In that paper, as well as in Backus and Driffill (1985), the central banker cannot commit to an announced target. Therefore, there are no explicit inflation targets.

Cukierman and Liviatan (1991) extend Vickers's model by letting the central banker announce inflation targets before society sets its inflation expectations, in a two-period setup. In their model, a *strong* central banker will always achieve the exact announced inflation target, whereas a *weak* may deviate from the announced target. Walsh (2000) and Bugarin and de Carvalho (2005) analyze the monetary

equilibria of an extension of Cukierman and Liviatan's setup to an infinite game where a central banker has a fixed two-period nonrenewable term of office.

Cukierman and Liviatan (1991), Walsh (2000) and Bugarin and de Carvalho (2005) allow for announcements of inflation targets, with the assumptions that the announcement is a *strategic* variable chosen by the central banker and that the *strong* central banker always delivers on his announced target. Therefore, there is a somewhat artificial, reduced strategic role for the *strong* central banker, since she cannot deviate from the announced policy.

In light of that, the novelties of the present paper are fourfold. First, it considers exogenous inflation targets in a game-theoretic set-up to explicitly analyze the role of credibility in inflation targets and the role of heterogeneity in the inflation-output tradeoff. Second, there is no exogenous assumption that one type of central banker must follow a specific target, as it is the case in Cukierman and Liviatan (1991). The third novelty is the use of Cho and Kreps (1987) intuitive equilibrium refinement in monetary policy games. Finally, this paper analyses the effect of two competing institutional arrangements on monetary stabilization policy: when the central banker's term coincides with the head of government's term and when their terms are staggered.

3. A model of credibility and inflation expectations formation with exogenous inflation targets

We extend the models of Vickers (1986) and Cukierman and Liviatan (1991) by introducing exogenously determined inflation targets and not imposing that any type of central banker achieve the exact target. These assumptions allow us to analyze the role of inflation targets and credibility in inflation expectations' formation when society is imperfectly informed about the central banker's characteristics. Our main innovation is on the solution of the game. In the next section, we argue that Vickers left out possible equilibrium choices with important implications for the model's predictions and we apply Cho and Kreps's (1987) intuitive criterion for equilibrium selection.

The generic central banker *i*'s utility function in period t is:[6]

$$v^{i}(\pi_t, \bar{\pi}_t, \pi_t^e) = -\frac{1}{2}(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + \lambda(\pi_t - \pi_t^e), \tag{1}$$

where π_t is the inflation rate in period t set by the central banker; $\bar{\pi}_t$ is the inflation target in period t that is exogenously set by the government; and π_t^e is market inflation expectation in period t.

[6]This is the simplest way to introduce the traditional trade-off between inflation and growth and follows the seminal articles by Vickers (1986) and Cukierman and Liviatan (1991). For a more detailed derivation of such a reduced form model see, for example, Walsh (2000).

The parameter $\lambda \geq 0$ reflects the importance the central banker attributes to output expansion above trend levels, which, following the related literature, is obtained from (positive) inflationary surprises, relative to the importance he attributes to achieving the inflation target.

The first term on the right represents the (possibly political) cost the central banker faces from not achieving the target. In certain countries, this could even lead to appointing a new central banker.[7] Inflation targeting countries usually adopt target bands that are symmetric around the center of the target. Hence, assuming a cost function that is quadratic in the deviation of inflation from the target is a suitable simplification to the common inflation targeting design.

With only one type of central banker and exogenously set targets, the model will predict an inflation bias. The first order condition yields $\pi_t = \bar{\pi}_t + \lambda$, which means that the central banker will always inflate above target levels. Assuming that expectations are rational, in this one-period game agents will anticipate the inflationary bias and thus no inflation surprises will arise, as $\pi_t^e = \bar{\pi}_t + \lambda = \pi_t$. This is a standard result in the literature.

Let us now allow for two possible types of central bankers, μ and λ, $\mu \geq \lambda$, who differ from each other because of the relative importance each one privately attributes to output growth with respect to inflation stabilization. Therefore, a central banker that attributes weight λ to output expansion cares relatively more about achieving the exogenous inflation target than the central banker that attributes weight μ, who values relatively more generating inflationary surprise. The λ-type central banker is said to be *strong*, whereas the μ-Type Is said to be *weak*.

In a one period game, the outcome will be an inflation rate of $\pi_t^S = \bar{\pi}_t + \lambda$ for the strong type and $\pi_t^W = \bar{\pi}_t + \mu$ for the weak type. If society believes that the incumbent is of a strong type with probability ρ, inflation expectations will be a weighted average of inflation rates chosen by the strong and the weak type: $\pi_t^e = \rho\pi_t^S + (1-\rho)\pi_t^W = \bar{\pi}_t + \rho\lambda + (1-\rho)\mu$.

This simple analysis allows us to draw the following conclusions. If central bankers cannot pre-commit to an inflation target, and if this target is exogenously set, then inflation expectations will be biased upwards from the target. Realized inflation will also exceed the target, even if the central banker is of a strong type. Of course, the weaker the central banker is, the higher the deviation of realized inflation from targets. However, as expected inflation is an average of inflation rates optimally chosen by a weak and a strong central banker, realized inflation under a strong type will be lower than the one expected by society.

Note that inflation targets, in spite of not being fulfilled or not having been chosen to maximize social welfare, have a very important role in this model. As

[7] See New Zealand's institutional framework in Walsh (1995).

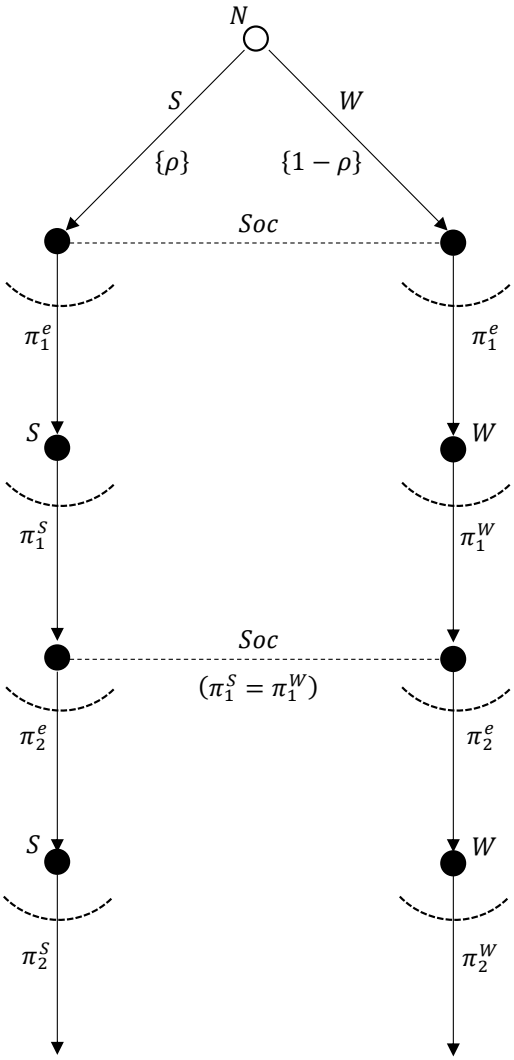
realized inflation is directly related to them, targets guide inflation expectations, thus working as a nominal anchor for the economy.

Plugging in realized and expected inflation into strong- and weak-type central bankers' utilities yields respectively $v_t^S = -(1/2)\lambda^2 - \lambda(1-\rho)(\mu-\lambda)$ and $v_t^W = -(1/2)\mu^2 - \mu\rho(\mu-\lambda)$. Notice that both types gain with higher central banker credibility, which is modeled here as the parameter ρ, i.e., the higher ρ, the more society believes that the central banker is strong. Indeed, if society attributes a higher probability that the central banker is strong, a strong type benefits from the reduction in society's "pessimism", and the model predicts lower inflation expectations and weaker recession. Moreover, the weak-type central banker benefits from higher inflationary surprise.

Let us now analyze a two-period game between society and the central banker. Let the central banker be chosen at random at the beginning of period 1, according to the distribution $(\rho, 1-\rho)$, for a two-period term. A time invariant inflation target is concomitantly set by the head of government for periods 1 and 2: $\bar{\pi}_1 = \bar{\pi}_2 = \bar{\pi}$. As before, the central banker may be either weak or strong, and this is his private information. Society will thus form expectations based on its belief on the type of the central banker. After expectations are formed, the central banker delivers the inflation rate for period 1. By observing realized inflation, society updates its belief about the type of the central banker and forms inflation expectations for period 2. After expectations are formed, the central banker delivers inflation for the second period and the game finishes. Society's payoff is a function of the accuracy of its inflation expectations.

Figure 1 depicts the extensive form of the game. The stochastic determination of the central banker's type (S: strong, W: weak) is modeled by the use of nature (N) in the top decision node. The dotted straight lines represent information sets for society (Soc). The top dotted straight line indicates that society does not know the central banker's type when setting inflation expectations in period 1. The one at the bottom indicates that if both central bankers' types choose the same inflation in period 1 in equilibrium, society cannot identify their types. The curved dotted lines indicate that the central banker (respectively society) has infinitely many possible choices for inflation (respectively, for inflation expectations), only one of which is represented in the game tree.

The next section discusses the model's equilibria and refinements. For the sake of exposition, all proofs are presented in the Appendix.



$$\left(\begin{array}{c}\{-(\pi_1^S-\pi_1^e)^2-\delta(\pi_2^S-\pi_2^e)^2\}\\ \left\{\begin{array}{c}-\frac{1}{2}(\pi_1^S-\bar{\pi})^2+\lambda(\pi_1^S-\pi_1^e)+\\ +\delta\left[-\frac{1}{2}(\pi_2^S-\bar{\pi})^2+\lambda(\pi_2^S-\pi_2^e)\right]\end{array}\right\}\end{array}\right) \quad \left(\begin{array}{c}\{-(\pi_1^W-\pi_1^e)^2-\delta(\pi_2^W-\pi_2^e)^2\}\\ \left\{\begin{array}{c}-\frac{1}{2}(\pi_1^W-\bar{\pi})^2+\mu(\pi_1^W-\pi_1^e)+\\ +\delta\left[-\frac{1}{2}(\pi_2^S-\bar{\pi})^2+\mu(\pi_2^W-\pi_2^e)\right]\end{array}\right\}\end{array}\right)$$

Figure 1. The extensive form game.

4. Equilibria

4.1 Separating Equilibrium

In the separating perfect Bayesian equilibrium, the weak central banker reveals his type to society at the end of the first period. Therefore, he chooses to inflate at its optimal rate in every period and inflation surprises occur only in the first period of the game. In this equilibrium, realized inflation in periods 1 and 2 under a weak type central banker is $\pi_1^W = \pi_2^W = \bar{\pi} + \mu$.

On the other hand, a strong central banker may have incentives to deviate from its optimal complete information inflation rate if this is necessary to induce the weak central banker not to mimic his chosen inflation. Let π_1^S be the inflation chosen by the strong central banker in period 1. Then, the consistent beliefs society holds in period 2, π_2^e, are the following: if realized inflation in period 1 is lower than or equal to π_1^S, then the central banker is strong; if it is above π_1^S, then the central banker is weak. Moreover, society's expected inflation in period 1 is $\pi_1^e = \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)$. We can now characterize the separating equilibria.

Proposition 1. *In a separating perfect Bayesian equilibrium, if* $\frac{\lambda}{\mu} \leq 1 - \frac{1}{2\delta}$, *then the inflation delivered by the strong type central banker satisfies*

$$\pi_1^S \in \left[\bar{\pi} + \lambda - (2\delta\lambda(\mu-\lambda))^{1/2}, \bar{\pi} + \lambda\right].$$

Otherwise,

$$\pi_1^S \in \left[\bar{\pi} + \lambda - (2\delta\lambda(\mu-\lambda))^{1/2}, \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu-\lambda))^{1/2}\right].$$

Vickers claims to adopt a method similar to the one that finds sequential equilibria. Although the structure of our model is a direct generalization of that in Vickers, and Fundenberg and Tirole (1991) show an equivalence of sequential equilibria and perfect Bayesian equilibria for classes of games to which our model belongs, our results are not a generalization of the ones Vickers obtain. We show in the Appendix the possible equilibrium choices that Vickers disregarded in his solution of the game.

We now apply Cho and Kreps (1987) intuitive criterion for equilibrium selection.

Proposition 2. *In a separating perfect Bayesian equilibrium that fulfills the intuitive criterion, if* $\frac{\lambda}{\mu} \leq 1 - \frac{1}{2\delta}$, *then the strong central banker delivers inflation* $\pi_1^S = \bar{\pi} + \lambda$. *Otherwise, he delivers inflation* $\pi_1^S = \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu-\lambda))^{1/2}$.

Note that $\bar{\pi} > \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu-\lambda))^{1/2} = \pi_1^S$ if and only if $\frac{\lambda}{\mu} < 1 - \frac{1}{2\delta}$. Therefore, if $\frac{\lambda}{\mu} > 1 - \frac{1}{2\delta}$, then $\pi_1^S > \bar{\pi}$, i.e., inflation delivered by a strong central banker, although

below his preferred level ($\bar{\pi} + \lambda$), will still be above the target. On the other hand, if $\frac{\lambda}{\mu} < 1 - \frac{1}{2\delta}$, then $\pi_1^S < \bar{\pi}$, i.e., in order to signal his type, the strong central banker will keep inflation below the target $\bar{\pi}$. Figure 2 summarizes this analysis.

The ratio λ/μ can be interpreted as the level of homogeneity of a society. Indeed, if λ is very close to μ, so that the ratio is close to one, there is not much divergence in the way different types of central banker value output relatively to achieving the inflation target. This corresponds to the upper right corner of the figure when the discount factor δ is high enough (bigger than 0.5). Conversely, if μ is much bigger than λ, then different types of central bankers diverge strongly, and society is heterogeneous. This last case corresponds to the lower right corner of Figure 2.

This suggests that the greater the heterogeneity of central bankers' types in a society the more conservative will be the strong central bank's approach to monetary policy conduct in order to convince society that he really is strong.

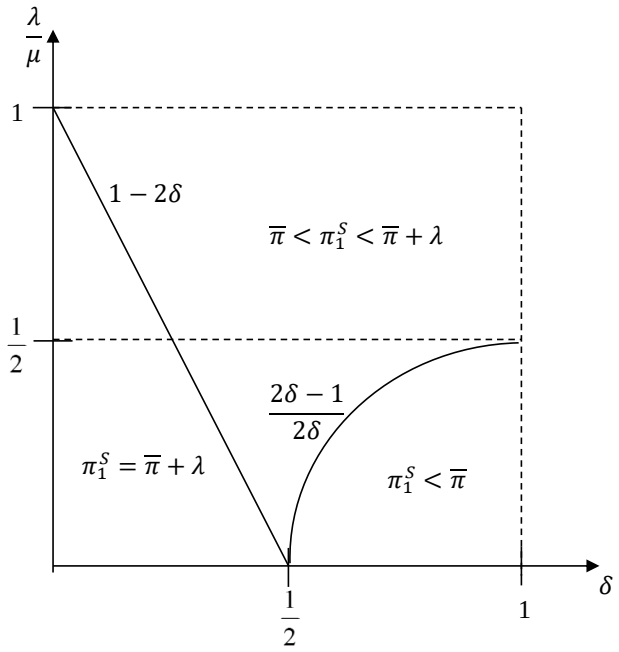


Figure 2. Intuitive separating equilibria.

4.2 Pooling Equilibrium

In a pooling equilibrium, the weak central banker mimics the strong Type In the first period of the game. As society observes a first-period rate of inflation that does not allow it to infer which type of central banker is in office, expectations for the second period will be a weighted average of likely inflation rates: $\pi_2^e =$

$\rho\pi_2^S + (1-\rho)\pi_2^W = \bar{\pi} + \rho\lambda + (1-\rho)\mu$. Let π_1^P be inflation chosen by both types of central bankers in period 1. Then, society will anticipate that actual inflation rate and set: $\pi_1^e = \pi_1^S = \pi_1^W = \pi_1^P$.

The consistent beliefs in period 2 are as follows: if realized inflation in period 1 is lower than or equal to π_1^P, then there is no updating in beliefs, i.e., society still believes that the central banker is strong with the same probability ρ; if it is above π_1^P, then society concludes the central banker is weak. We now characterize the regions for pooling to occur.

Proposition 3. *If* $\frac{\lambda}{\mu} < 1 - 2\delta\rho$, *there will be no perfect Bayesian pooling equilibrium. On the other hand, if* $\frac{\lambda}{\mu} \geq 1 - 2\delta\rho$, *then any inflation level* $\pi_1^P \in \left[\bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2}, \bar{\pi} + \lambda\right]$ *corresponds to a perfect Bayesian pooling equilibrium.*

Pooling will be more likely to occur in the following situations: i) if the difference between the weak and the strong types is not significant (μ close to λ), which would correspond to a more homogeneous society; ii) the weak type significantly values the future (δ very high, close to 1); and iii) credibility is high (society expects the central banker is of type λ with high probability, i.e., ρ is high).

Figure 3 adds to Figure 2 the bold dotted line $\frac{\lambda}{\mu} = 1 - 2\delta\rho$ (with $\rho < \frac{1}{4}$). The region above that dotted line corresponds to the model's pooling equilibria.

We make use of the intuitive criterion to refine the perfect Bayesian pooling equilibria obtained. This results in the following proposition.

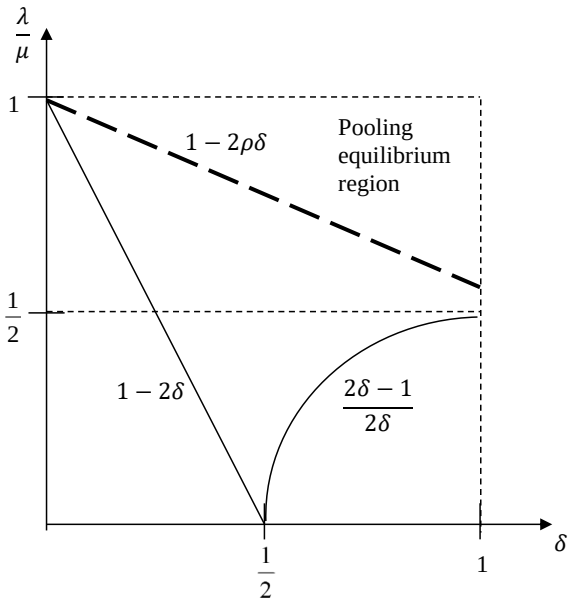


Figure 3. Pooling equilibrium region.

Proposition 4. *The perfect Bayesian pooling equilibrium in Proposition 3 satisfies the intuitive criterion.*

Vickers (1986) also compares payoffs of deviations from the pooling equilibrium, but states that "it can be demonstrated for a large set of parameter values—roughly speaking, when the relevant inflation rates are positive—that for all pooling equilibria there exists an x (*inflation rate*) satisfying": "(a) A wet (*weak in our terminology*) prefers his pooling equilibrium payoff to the payoff that he would obtain if he chose $\pi_1 = x$ and were believed to be dry; and (b) A dry's (*strong in our terminology*) pooling equilibrium payoff is worse for him than the payoff he would get if he chose $\pi_1 = x$ and were believed to be dry".[8] As detailed in the Appendix, Vickers' method fails to consider equilibrium regions that could not be ruled out in a sequential equilibrium approach.

Equilibrium refinements that eliminate equilibrium multiplicity might be desirable from a theoretical perspective. However, the elimination of all pooling equilibria as in Cho and Kreps (1987) and in Vickers (1986)[9] may not be a social optimum. From the point of view of society, it is better to form correct inflation expectations in the first period of a two-period game than in the discounted second period.

5. The role of the institutional framework

In order to better understand how a country's institutional framework affects the cost of macroeconomic stabilization when a new head of government takes office, let us introduce a few frictions to the present model. First, we model separately the head of government and the central banker as two different agents that may have different preferences over the inflation-output trade-off, i.e. both the head of government and the central banker may be either weak or strong. Second, we allow the head of government to have, potentially, some influence on the central banker, which is reflected in the central banker's utility. Third, we allow for two possible types of institutional arrangements: the "Type I" institutional arrangement, in which the head of government nominates the central banker when he takes office; and the "Type II" institutional arrangement where the central banker has a fixed term of the same length of the head of government's term, but where the head of government and the central banker's terms are staggered in such a way that, when the new head of government takes office, the central banker is in the middle of its term. Finally, both the head of government and the central banker have four-year terms.[10]

[8] Italicized comments are ours.

[9] Vickers (1986) adopts dominance and evokes standard stability results for equilibrium refinement.

[10] Note that there could be an endogenous relationship between the type of institutional framework and the inflation target, so that the target would become less exogenous. However, considering that

The rest of this section extends the previous results to these new institutional arrangements.

5.1 Monetary policy preferences in the presence of head of government and central banker heterogeneity

Suppose, as previously discussed, that both the head of government and the central banker can be of a strong-type or of a weak-type. Let $\theta_P, \theta_{CB} \in \{\lambda, \mu\}$ be respectively the head of government's and the central banker's types. Then, the central banker's utility is given by the expression below.

$$v(\pi_t, \bar{\pi}_t, \pi_t^e; \gamma, \theta_{CB}, \theta_P) = -\frac{1}{2}(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + \gamma\theta_P(\pi_t - \pi_t^e) + (1-\gamma)\theta_{CB}(\pi_t - \pi_t^e)$$

The parameter $\gamma \in [0, 1]$ reflects the strength of the influence of the head of governmenton the central banker. If $\gamma = 0$, then are in the previous model where only the central banker preferences affect his utility. However, as γ increases, the more the head of government'spreferences affect the central banker's utility. In the extreme case where $\gamma = 1$, then the central bankers' utility reflects entirely the preferences of the head of government. Our main challenge now is to understand which value of the parameter γ corresponds to each one of the institutional frameworks we wish to analyze.

5.2 Institutional framework I: The case of simultaneous terms

Suppose that the head of governmenthas the prerogative of nominating a new central banker when he takes office. Then, the head of governmentis able to select a central banker that totally reflects his own preferences regarding the inflation-output trade-off. Therefore, we assume that, in this case,[11] $\gamma = 1$ or, equivalently, that $\theta_P = \theta_{CB}$. In that case, the central banker's utility becomes

$$v(\pi_t, \bar{\pi}_t, \pi_t^e; \gamma, \theta_P, \theta_P) = -\frac{1}{2}(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + \theta_P(\pi_t - \pi_t^e),$$

where $\theta_P \in \{\lambda, \mu\}$. Hence, the uncertainty about the type of the central banker, modeled here as the parameter δ, remains identical to the one in the original model.

Therefore, we return to the equilibrium analyzed in the first part of the paper, in which the political uncertainty generates equal uncertainty about monetary policy. In particular, we obtain again a higher signaling cost for the strong-type central banker when *ex-ante* heterogeneity of central bankers (now seen as *ex-ante* heterogeneity of heads of government) is higher.

---

the target is set ahead of time for several years in the future, and our focus here is on the elections period, the exogenous, known target setting may still be a good approximation to model society's uncertainty about monetary policy choices after elections.

[11] The present model does not consider the case where the president, in spite of being of a certain type, would choose a central banker of a different type, for signaling reasons, for example. That type of signaling is left as a suggestion for future research.

5.3 Institutional framework II: The case of staggered terms

Suppose now that the central banker has a fixed, four-year term and that, when the head of governmenttakes office, the central banker is starting the third year of his term. Then, the head of governmentdoes not have the prerogative of nominating a new central banker. Therefore, we might expect that either $\gamma = 0$, or that it is very small.[12] For the sake of simplicity, we assume $\gamma = 0$. In this case, the central banker's utility becomes

$$v(\pi_t, \bar{\pi}_t, \pi_t^e; \gamma, \theta_{CB}, \theta_{CB}) = -\frac{1}{2}(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + \theta_{CB}(\pi_t - \pi_t^e),$$

where $\theta_{CB} \in \{\lambda, \mu\}$.

Furthermore, since the central banker has been in office for at least two periods, we assume that society has had enough information to extract the real type of central banker. This is the most important feature of the staggered terms mechanism and implies that there is no uncertainty what-so-ever regarding the conduct of monetary policy for the following year. Therefore, the game displayed in Figure 1 must be replaced by the complete information game in Figure 4.

In this complete information game, realized inflation rate will still depend on the type of the central banker: a weak central banker will allow for the higher inflation rate $\pi_1^W = \pi_2^W = \bar{\pi} + \mu$ in both periods, whereas a strong central banker will deliver lower inflation $\pi_1^S = \pi_2^S = \bar{\pi} + \lambda$ in both periods, as they were already doing in the previous year. However, due to the complete information framework, society completely anticipates each respective inflationary bias and, therefore, there is no effect on growth.[13]

Hence, in this extreme case where $\gamma = 0$ there will be no asymmetric information about monetary policy related to the electoral process and, therefore, there will be no additional inflationary pressure nor macroeconomic stabilization cost at the political transition.

It is noteworthy that two years after the election, the new head of governmentwill appoint a new central banker, which could potentially cause the same type of uncertainty that we discussed earlier in the paper. However, after two years of the head of government's term, we expect that the head of governmentwill have revealed his type to society, so that society will be able to predict with reasonable accuracy the type of the new central banker. Therefore, the later succession of the central banker will not cause the type of high-cost macroeconomic adjustment that the model predicts to occur in the institutional framework I.

---

[12] If the central banker can be reappointed by the new head of the government, this could create an incentive for the central banker to align his objective function to that of the new head of government, which could result in a high value of γ.

[13] The complete information game is solved by backwards induction and reduces to solving separately typical monetary policy games of complete information, one for each possible type of the central banker. The authors can send the detailed solution upon demand.

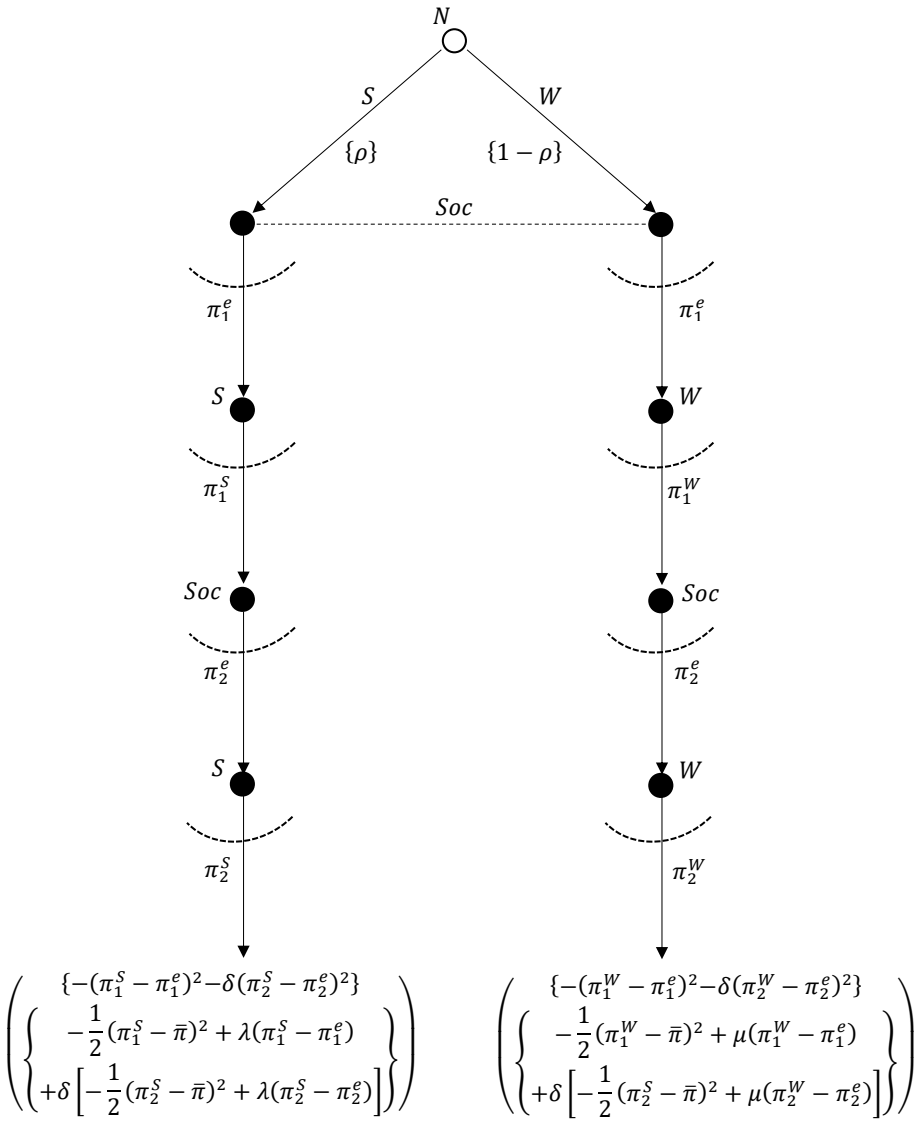


Figure 4. The monetary policy game when Society knows the type of the central banker.

5.4 Overall remarks

The extension presented here allows us to isolate the role of uncertainty about the type of the head of government from that about the type of the central banker. It also enables to understand how simultaneous terms affect signaling in a monetary policy game with exogenous inflation targets. The main conclusion is the superiority, in terms of macroeconomic stabilization, of fixed but staggered mandates for the head of governmentand the central banker. Indeed, with staggered terms, since the central banker has been in office for two years when the new head of governmenttakes office, society already knows with relative accuracy the type of the central banker, so that monetary policy will be predictable and there should be low costs associated with society's expectations. On the other hand, when terms are simultaneous, the political uncertainty translates into uncertainty on monetary policy, which increases the signaling cost for a new, strong central banker, the more so the more *ex ante* heterogeneous society is.

6. Conclusion

In this paper, we investigate the role of uncertainty regarding the type of a central banker on optimal monetary policy and formation of inflation expectations, in an environment where inflation targets are exogenously set by a government agency that is not the central bank. We apply Cho and Kreps's (1987) intuitive criterion on an extended version of Vickers's (1986) signaling model of monetary policy. In contrast to Vickers (1986), we find a range of possible pooling equilibria that survive the intuitive criterion.

The model shows that "social stability" has important implications for monetary policy. Under reasonable values of the discount factor, in more heterogeneous societies, monetary policy has to be more restrictive so as to build credibility. On the other hand, in more homogeneous societies, the very presence of an inflationary bias will not be grounds for such a restrictive monetary policy stance.

Furthermore, our framework allows for a comparison of two distinct institutional arrangements regarding the tenure in office of the central banker and the head of government. The main result is that macroeconomic adjustment to the pressures due to the political process are much less costly when the head of government and the central banker serve in staggered terms, due to the reduction of asymmetric information about monetary policy when society already knows the type of the central banker when the new head of government takes office.

References

Araújo, A., Berriel, T., & Santos, R. (2016). Targeting with imperfect information. *International Economic Review*, *57*(1), 255–269. http://dx.doi.org/10.1111/iere.12155

Backus, D., & Driffill, J. (1985). Inflation and reputation. *The American Economic Review*, *75*(3), 530–538. https://www.jstor.org/stable/1814819

Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983a). A positive theory of monetary policy in a natural rate model. *Journal of Political Economy*, *91*(4), 589–610. http://dx.doi.org/10.1086/261167

Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983b). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, *12*(1), 101–121. http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(83)90051-X

Bugarin, M. S., & de Carvalho, F. A. (2005). Comment on 'market discipline and monetary policy' by Carl Walsh. *Oxford Economic Papers*, *57*(4), 732–739. http://dx.doi.org/10.1093/oep/gpi033

Canzoneri, M. B. (1985). Monetary policy games and the role of private information. *The American Economic Review*, *75*(5), 1056–1070. https://www.jstor.org/stable/1818645

Cho, I.-K., & Kreps, D. (1987). Signaling games and stable equilibria. *The Quarterly Journal of Economics*, *102*(2), 179–221. http://dx.doi.org/10.2307/1885060

Cukierman, A., & Liviatan, N. (1991). Optimal accommodation by strong policymakers under incomplete information. *Journal of Monetary Economics*, *27*(1), 99–127. http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(91)90006-A

Fundenberg, D., & Tirole, J. (1991). Perfect Bayesian equilibrium and sequential equilibrium. *Journal of Economic Theory*, *53*, 236–260.

Green, E. J., & Porter, R. H. (1984). Non-cooperative collusion under imperfect price information. *Econometrica*, *52*(1), 78–100. https://www.econometricsociety.org/publications/econometrica/1984/01/01/noncooperative-collusion-under-imperfect-price-information

Horváth, R., & Matějů, J. (2011). How are inflation targets set? *International Finance*, *14*(2), 265–300. http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-2362.2011.01283.x

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, *85*(3), 473–491. http://dx.doi.org/10.1086/260580

Mishkin, F., & Schmidt-Hebbel, K. (2001, July). *One decade of inflation targeting in the world: What do we know and what do we need to know?* (Documentos de Trabajo No. 101). Central Bank of Chile. https://ideas.repec.org/p/chb/bcchwp/101.html

Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, *87*(3), 355–374. http://dx.doi.org/10.2307/1882010

Vickers, J. (1986). Signaling in a model of monetary policy with incomplete information. *Oxford Economic Papers*, *38*(3), 443–455. http://dx.doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a041751

Waller, C. E. (1989). Monetary policy games and central bank politics. *Journal of Money, Credit and Banking*, *21*(4), 422–431. http://dx.doi.org/10.2307/1992350

Walsh, C. E. (1995). Is New Zealand's Reserve Bank Act of 1989 an optimal central bank contract? *Journal of Money, Credit and Banking*, *27*(4, Part 1), 1179–1191. http://dx.doi.org/10.2307/2077796

Walsh, C. E. (2000). Market discipline and monetary policy. *Oxford Economic Papers*, *52*(2), 249–271. http://dx.doi.org/10.1093/oep/52.2.249

Appendix.

Proof of Proposition 1

In order for the weak central banker not to mimic *S*'s choice, it must be the case that choosing his preferred inflation rate $\pi_1^W = \bar{\pi} + \mu$ and revealing his type to society yields a higher utility than choosing π_1^S, inducing society to believe he is strong, and gaining from the inflationary surprise at period 2. So, the weak central banker will not deviate from the separating equilibrium if and only if

$$\begin{aligned} &v^W\left(\bar{\pi}+\mu, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi}+\mu)\right) + \delta v^W(\bar{\pi}+\mu, \bar{\pi}, \bar{\pi}+\mu) \\ &\quad \geq v^W\left(\pi_1^S, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi}+\mu)\right) + \delta v^W(\pi_2+\mu, \bar{\pi}, \bar{\pi}+\lambda). \end{aligned}$$

This will be the case if and only if the following condition holds:

$$\pi_1^S \leq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2}. \tag{A-1}$$

In regard to the strong central banker, any deviation from his optimal complete information policy to signal his type brings forward deeper economic recession. Therefore, in a separating equilibrium he must still be better off choosing $\pi_1^S \leq \bar{\pi} + \lambda$. If he chooses $\pi_1^S > \bar{\pi} + \lambda$, society infers that the central banker is weak. The strong central banker will thus be better off signaling his type and separating if and only if

$$\begin{aligned} &v^S\left(\pi_1^S, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi}+\mu)\right) + \delta v^S(\bar{\pi}+\lambda, \bar{\pi}, \bar{\pi}+\lambda) \\ &\quad \geq v^S\left(\pi_1^S+\lambda, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi}+\mu)\right) + \delta v^S(\pi_2+\lambda, \bar{\pi}, \bar{\pi}+\mu) \end{aligned}$$

and this implies that the following condition should hold in the separating equilibrium:

$$\pi_1^S \geq \bar{\pi} + \lambda - (2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2}. \tag{A-2}$$

It is straightforward to check that $\bar{\pi} + \lambda - (2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2} \leq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2}$. Therefore, there is a range of values for π_1^S compatible with a separating perfect Bayesian equilibrium.

Note now that the upper bound on the condition for the weak-type not to deviate from the separating equilibrium is higher than the strong-type optimal

complete information choice, i.e., $\bar{\pi}+\lambda \leq \bar{\pi}+\mu-(2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2}$, if and only if $\frac{\lambda}{\mu} \leq 1-\frac{1}{2\delta}$. Therefore, if this condition is satisfied, then inflation choices $\pi_1^S \in \left[\bar{\pi}+\lambda-(2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2}, \bar{\pi}+\lambda\right]$ are the only strong-type choices to belong to a perfect Bayesian equilibrium.[14] □

Proof of Proposition 2

If $\frac{\lambda}{\mu} \leq 1-\frac{1}{2\delta}$, the perfect Bayesian equilibria are

$$\pi_1^S \in \left[\bar{\pi}+\lambda-(2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2}, \bar{\pi}+\lambda\right].$$

Consider any choice π_1^S in the interval $\pi_1^S \in \left[\bar{\pi}+\lambda-(2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2}, \bar{\pi}+\lambda\right)$. If the strong central banker can still convince society that he is strong, he can increase his utility by choosing an inflation rate closer to the right-hand side of the interval. At any point in the interval being analyzed, the weak central banker still prefers not to mimic the strong type's policy. Therefore, $\pi_1^S = \bar{\pi}+\lambda$ is the only equilibrium inflation rate not to require costly signaling on the part of the strong central banker, and thus it is the only one to fulfill the intuitive criterion.

If $\frac{\lambda}{\mu} > 1-\frac{1}{2\delta}$, then $\bar{\pi}+\mu-(2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2} < \bar{\pi}+\lambda$ and any perfect Bayesian equilibrium will require an inflation rate below the strong type's preferred policy. In that case, every inflation rate $\pi_1^S \in \left[\bar{\pi}+\lambda-(2\delta\lambda(\mu-\lambda))^{1/2}, \bar{\pi}+\mu-(2\delta\mu(\mu-\lambda))^{1/2}\right]$ belongs to a perfect Bayesian equilibrium. However, only the choice $\pi_1^S = \bar{\pi}+\mu-(2\delta\mu(\mu-\lambda))^{1/2}$ satisfies the intuitive criterion.[15] □

Proof of Proposition 3

Given the consistent beliefs in period 2, there cannot be a pooling equilibrium with $\pi_1^P > \bar{\pi}+\lambda$, as the strong central banker would prefer to choose $\pi_1^S = \bar{\pi}+\lambda$. Therefore, the equilibrium is $\pi_1^P \leq \bar{\pi}+\lambda$.

In a pooling equilibrium, the strong central banker will choose π_1^P as long as this gives him a higher utility than selecting his preferred policy $\bar{\pi}+\lambda$ and allowing society to believe that he is weak. Thus, the strong type will not deviate from the pooling equilibrium if and only if

$$\begin{aligned} &v^S\left(\pi_1^P, \bar{\pi}, \rho\pi_1^P+(1-\rho)(\bar{\pi}+\mu)\right)+\delta v^S(\bar{\pi}+\lambda, \bar{\pi}, \rho(\bar{\pi}+\lambda)+(1-\rho)(\bar{\pi}+\mu)) \\ &\qquad \geq v^S\left(\pi_1+\lambda, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S+(1-\rho)(\bar{\pi}+\mu)\right)+\delta v^S(\bar{\pi}+\lambda, \bar{\pi}, \bar{\pi}+\mu) \end{aligned}$$

and this condition implies that

$$\pi_1^P \geq \bar{\pi}+\lambda-(2\delta\lambda(\mu-\lambda))^{1/2}. \tag{A-3}$$

[14] Since for any $\pi_1^S \in \left(\bar{\pi}+\lambda, \bar{\pi}+\mu-\left(2\delta\mu\rho(\mu-\lambda)\right)^{1/2}\right]$ the strong central banker would prefer to choose his optimal complete information inflation $\bar{\pi}+\lambda$, which would also signal his type.

[15] The argument is the same presented in the previous footnote.

Likewise, the weak central banker will choose not to deviate from the pooling equilibrium if his utility of mimicking the strong type in the first period is higher than the utility of delivering inflation at his optimal discretionary rate in the first period, thus revealing his type. So the weak type will not deviate from the pooling equilibrium if and only if

$$\nu^W\left(\pi_1^P, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi}+\mu)\right) + \delta\nu^W(\bar{\pi}+\mu, \bar{\pi}, \rho(\bar{\pi}+\lambda) + (1-\rho)(\bar{\pi}+\mu))$$
$$\geq \nu^W\left(\pi_1+\mu, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi}+\mu)\right) + \delta\nu^W(\pi_2+\mu, \bar{\pi}, \bar{\pi}+\mu)$$

and this implies that the following condition should be fulfilled:

$$\pi_1^P \geq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu-\lambda))^{1/2}. \tag{A-4}$$

It follows that $\bar{\pi}+\lambda-(2\delta\lambda(\mu-\lambda))^{1/2} \leq \bar{\pi}+\mu-(2\delta\mu(\mu-\lambda))^{1/2}$. Therefore, both conditions (A-3) and (A-4) will be satisfied if and only if $\pi_1^P \geq \bar{\pi}+\mu-(2\delta\mu(\mu-\lambda))^{1/2}$. Furthermore, one must have $\pi_1^P \leq \bar{\pi}+\lambda$. But $\bar{\pi}+\lambda \geq \bar{\pi}+\mu-(2\delta\mu(\mu-\lambda))^{1/2}$ if and only if $\frac{\lambda}{\mu} \geq 1-2\delta\rho$.

Thus, if $\frac{\lambda}{\mu} < 1-2\delta\rho$, there will be no pooling equilibrium. On the other hand, if $\frac{\lambda}{\mu} \geq 1-2\delta\rho$, then any inflation level $\pi_1^P \in \left[\bar{\pi}+\mu-(2\delta\mu\rho(\mu-\lambda))^{1/2}, \bar{\pi}+\lambda\right]$ corresponds to a perfect Bayesian pooling equilibrium. □

Proof of Proposition 4

To apply the intuitive criterion, we first analyze the hypothetical situation in which a central banker can convincingly signal his type by choosing a very low inflation rate in the first period. The question to be posed to find the intuitive equilibria is: under which conditions does the weak central banker refrain from deviating from the pooling equilibrium?

Should the weak central banker not deviate from the pooling equilibrium, he attains utility

$$\begin{aligned}\nu_N^W &= \nu\left(\pi^P, \bar{\pi}, \pi^P\right) + \delta\nu\left(\pi^W, \bar{\pi}, \rho\pi^S + (1-\rho)\pi^W\right)\\ &= \nu\left(\pi^P, \bar{\pi}, \pi^P\right) + \delta\nu\left(\bar{\pi}+\mu, \bar{\pi}, \bar{\pi}+\rho\pi^S + (1-\rho)\pi^W\right)\\ &= -\frac{1}{2}\left(\pi^P-\bar{\pi}\right)^2 - \frac{1}{2}\delta\mu^2 + \delta\rho\mu(\mu-\lambda).\end{aligned}$$

An out-of-equilibrium strategy to the weak central banker would be to choose an inflation rate $\pi^D < \pi^P$ so low as to convincingly signal to be strong and attain

utility

$$\begin{aligned} v_D^W &= v\left(\pi^P, \bar{\pi}, \pi^P\right) + \delta v\left(\pi^W, \bar{\pi}, \pi^S\right) \\ &= v\left(\pi^P, \bar{\pi}, \pi^P\right) + \delta v(\bar{\pi} + \mu, \bar{\pi}, \bar{\pi} + \lambda) \\ &= -\frac{1}{2}\left(\pi^D - \bar{\pi}\right)^2 + \mu\left(\pi^D - \pi^P\right) - \frac{1}{2}\delta\mu^2 + \delta\mu(\mu - \lambda). \end{aligned}$$

The weak type does not deviate from pooling if and only if $v_D^W < v_N^W$, which implies:

$$\mu\delta\left[(1-\rho)(\mu-\lambda)\right] < \left(\bar{\pi} - \frac{\pi^D + \pi^P}{2}\right)\left(\pi^P - \pi^D\right). \tag{A-5}$$

If the strong type does not deviate from the pooling equilibrium, his utility is

$$\begin{aligned} v_N^S &= v\left(\pi^P, \bar{\pi}, \pi^P\right) + \delta v\left(\pi^S, \bar{\pi}, \rho\pi^S + (1-\rho)\pi^W\right) \\ &= -\frac{1}{2}\left(\pi^P - \bar{\pi}\right)^2 - \frac{1}{2}\delta\lambda^2 - \delta\lambda(1-\rho)(\mu-\lambda). \end{aligned}$$

If he deviates to $\pi^D < \pi^P$ and fully convinces society of his type, his utility is

$$\begin{aligned} v_D^S &= v\left(\pi^D, \bar{\pi}, \pi^P\right) + \delta v\left(\pi^S, \bar{\pi}, \pi^S\right) \\ &= -\frac{1}{2}\left(\pi^D - \bar{\pi}\right)^2 + \lambda\left(\pi^D - \pi^P\right) - \frac{1}{2}\delta\lambda^2. \end{aligned}$$

Thus, the strong type deviates to convincingly signal his type if and only if $v_D^S > v_N^S$, or yet

$$\lambda\delta\left[(1-\rho)(\mu-\lambda)\right] < \left(\bar{\pi} - \frac{\pi^D + \pi^P}{2}\right)\left(\pi^P - \pi^D\right). \tag{A-6}$$

Note that, for:

(i) the weak type central banker not to deviate from the perfect Bayesian pooling equilibrium, and

(ii) the strong type central banker to deviate it must be the case that conditions (A-5) and (A-6) are mutually satisfied, which is impossible given that $0 < \lambda < \mu$.

Therefore, whenever the strong type has incentives to deviate to signal that he is strong, the weak type will also follow. As a result, society cannot update its out-of-equilibrium beliefs, and thus the perfect Bayesian equilibrium obtained satisfies the intuitive criterion. □

Analysis of Vickers (1986)

There are two differences between our theoretical model and that of Vickers (1986):

1) In our model, we allow for an explicit inflation target $\bar{\pi}$ in central bank's utility function; in Vickers the implied target is zero.
2) In the intertemporal utility, we add a time discount factor δ that may take any value between $(0, 1]$; in Vickers the implied discount factor is 1.

However, the solutions we find are not an extension of those found in Vickers. Vickers claims to adopt a methodology to find separating and pooling equilibria very similar to the one that finds sequential equilibria. We shall argue below that under the methodology he employed, some equilibrium intervals were improperly disregarded.

Hereafter, we shall use the terminology adopted in our paper.

Separating equilibria in Vickers

To find the separating equilibria, Vickers adopts the following procedure:

1. Define K_i as the lowest level of inflation the central banker i chooses in the first period such that he is indifferent between
   a. choosing $\pi_i = K_i$ and being believed to be dry—in which case $\pi_2^e = \lambda$, and
   b. choosing $\pi_i = c_i$, where c_i is his optimal discretionary inflation choice, and being believed to be wet—in which case $\pi_2^e = \mu$.
2. He calculates K_i for each central banker:

$$K_S = \lambda\left[1 - \sqrt{2\lambda(\mu - \lambda)}\right] \qquad \text{and} \qquad K_W = \mu\left[1 - \sqrt{2\mu(\mu - \lambda)}\right].$$

The calculations are as follows:

To find K_i, Vickers compares the 2-period utility that a generic central banker i obtains in 1.a and 1.b:

$$v(K_i, \rho K_i + (1-\rho)c_i) + v(c_i, \lambda) = v(c_i, \rho K_i + (1-\rho)c_i) + v(c_i, \mu) \qquad \text{(A-7)}$$

$$\Leftrightarrow \frac{1}{2}K_i^2 + c_i\left[\rho K_i + (1-\rho)c_i - K_i\right] + \frac{1}{2}c_i^2 + c_i(\lambda - c_i)$$

$$= \frac{1}{2}c_i^2 + c_i\left[\rho K_i + (1-\rho)c_i - c_i\right] + \frac{1}{2}c_i^2 + c_i(\mu - c_i)$$

$$\Leftrightarrow (K_i - c_i)^2 = 2c_i(\mu - \lambda)$$

Assuming that $\mu \geq \lambda > 0$, the possibility that $K_i = c_i$ should be ruled out as an indifferent choice of inflation, as the term on the right-hand side of the last equality cannot be zero. He is thus left with two cases:

(i) $K_i - c_i > 0$, in which case $K_i = c_i\left(1 + \sqrt{2\left(\frac{\mu-\lambda}{c_i}\right)}\right)$;

(ii) $K_i - c_i < 0$, in which case $K_i = c_i\left(1 - \sqrt{2\left(\frac{\mu-\lambda}{c_i}\right)}\right)$.

The solution Vickers finds suggests that the only possible case to analyze is "ii", i.e., $K_i < c_i$. However, there is no reason to rule out the possibility that $K_i - c_i > 0$ for the strong type; in particular, it should be noted that this region encompasses the strong type's optimal discretionary choice, $\pi_1^S = \lambda$, as a possible choice for a separating equilibrium.

Pooling equilibrium in Vickers

To build the pooling equilibrium, Vickers tries to find an interval for inflation choices that would make a generic central banker *i* indifferent between:

(i) choosing $\pi_1 = L_i$, and the public cannot infer his type, that is, $\pi_2^e = \bar{c} = \rho\lambda + (1-\rho)\mu$;

(ii) choosing $\pi_1 = c_i$, and the public believes that he's weak, that is, $\pi_2^e = \mu$.

He breaks down the interval into L_i^+, which is the highest level of inflation that sustains the central banker's indifference, and L_i^-, the lowest level of inflation to also sustain the indifference.

Using the central bank's utility, we can express i and ii as follows:

$$\frac{1}{2}L_i^2 + c_i(L_i - L_i) + \frac{1}{2}c_i^2 + c_i(\lambda - c_i) = \frac{1}{2}c_i^2 + c_i(L_i - c_i) + \frac{1}{2}c_i^2 + c_i(\mu - c_i)$$

$$\Leftrightarrow (L_i - c_i)^2 = 2\rho c_i(\mu - \lambda).$$

Two cases arise:

$$L_i - c_i > 0, \text{ in which case } L_i = c_i + \sqrt{2\rho c_i(\mu - \lambda)},$$

or

$$L_i - c_i < 0, \text{ in which case } L_i = c_i - \sqrt{2\rho c_i(\mu - \lambda)}.$$

For Vickers, L_i^+ will be obtained when $L_i - c_i > 0$, for every central banker, and L_i^- will be obtained when $L_i - c_i < 0$. Pooling equilibria will be in the region $L = \left[L_S^-, L_S^+\right] \cap \left[L_W^-, L_W^+\right]$ when $\frac{\lambda}{\mu} \geq \frac{1-4\rho^2}{1+4\rho^2}$.

However, as we argue in our paper, the pooling equilibrium does not hold when $L_S > c_S$, since, in this case, the strong type will prefer his optimal discretionary choice, c_S.

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200021
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Os recursos hídricos no agronegócio brasileiro: Uma análise insumo-produto do uso, consumo, eficiência e intensidade*

Marco Antonio Montoya†
Eduardo Belisário Finamore‡

Sumário

1. Introdução 441
2. Metodologia.....443
3. Os estoques e os fluxos setoriais da água na economia brasileira 449
4. Os recursos hídricos no agronegócio brasileiro 452
5. Considerações finais 459
Apêndice. Tabelas.....463

Palavras-chave
insumo-produto, setor água, produção setorial, meio ambiente

JEL Codes
C67, Q25, E23, Q50

Resumo · Abstract

In this paper, in agribusiness, the use and consumption of water, as well as the level of efficiency and intensity of water in relation to income and employment are analyzed. To do this, the Environmental Water Accounts with the country's input-output matrix of 2015 are disaggregated and reconciled. Agribusiness activities account for 18,85% of water use and 90% of the country's water consumption. The best indices of efficiency and intensity of income and employment generation highlighted, in relation to the use of water, the agribusiness and, in water consumption, agri-services. The rates of consumption and the rates of return of water to the environment show that, for each hm^3/year of water used, in agriculture and cattle raising, 70,45% is incorporated in its production and 29,55% returns to the environment; and, in the agroindustry, the consumption rate is 54,58% and return 45,42%. Therefore, if we consider that agribusiness is a major exporter of food for the international market, we can also affirm that, through its exports, it supplies significant volumes of water resources to the world economy.

1. Introdução

Ao longo das últimas décadas, na economia mundial, os sistemas produtivos agrícolas sofreram transformações importantes em função da mecanização do campo, do desenvolvimento de defensivos e de fertilizantes químicos, da biotecnologia e da

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

†Universidade de Passo Fundo (UPF). BR 285, São José, Passo Fundo, RS, CEP 99052-900, Brasil. 0000-0003-1566-7417

‡Universidade de Passo Fundo (UPF). BR 285, São José, Passo Fundo, RS, CEP 99052-900, Brasil. 0000-0002-7506-6712

montoya@upf.br ebfinamore@gmail.com

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

Recebido em 21 de junho de 2019
Aceitação final em 11 de fevereiro de 2020

tecnologia da informação. Em virtude disso, no Brasil, a produção rural passou a integrar-se à dinâmica econômica das indústrias produtoras de bens e insumos para a agricultura, bem como as indústrias processadoras e de serviços de base agrícola, naquilo que ficou conhecido como agronegócio.

O sucesso do agronegócio foi tal que o Brasil, de um país importador de produtos agropecuários, na década de 1970, tornou-se, em pouco tempo, um dos maiores produtores mundiais de alimentos. Certamente, além da modernização dos processos produtivos, os recursos hídricos vêm contribuindo significativamente com o crescimento do agronegócio na medida em que a água desempenha um papel fundamental na produção de alimentos no campo e em seu processamento industrial no setor urbano. Assim, não é difícil imaginar que as atividades produtivas do agronegócio brasileiro em constante crescimento pressionam permanentemente a demanda de água, dado seu status de referência mundial para o fornecimento de alimentos. Contudo, na economia brasileira, a água é tratada como um recurso escasso.

Embora o país possua as maiores reservas de água doce (12%) do planeta, para entender a escassez de água, é preciso considerar que essas reservas estão desigualmente distribuídas geográfica e demograficamente. Enquanto a região Norte apresenta a maior concentração de água em virtude da localização da Bacia do Rio Amazonas e o Aquífero Alter do Chão, a grande parte da população brasileira concentra-se nas regiões Sudeste e Nordeste que, historicamente, sofrem de secas e escassez de água (Pena, 2018).

Nesse contexto, as atividades agropecuárias frequentemente são associadas à falta de água, seja pelo desperdício em função de uma inadequada gestão dos recursos hídricos, pela agressão ao meio ambiente, seja por simplesmente existir falta de clareza sobre o volume de água utilizado e o volume de água consumido no sistema econômico.

A respeito, segundo a Agência Nacional da Aguas (ANA, 2018), as Contas Econômicas Ambientais da Água (CEAA), em 2015, informam que, dos 3.219.507 hectômetros cúbicos de água (hm^3) usada na economia brasileira, em sua grande maioria, 99,05% ou 3.188.907 hm^3 retornaram ao meio ambiente e às próprias atividades produtivas, e somente 0,95% ou 30.600 hm^3 foram consumidas pelos processos produtivos, pelas famílias e pelos rebanhos. Desse modo, existe uma diferença substancial entre o volume utilizado e o volume consumido no sistema econômico do país.

Nesse panorama, deve-se salientar que grande parte da água usada pelo agronegócio na propriedade rural provém da chuva e somente em torno de 10% da área agrícola do país é irrigada. Deve-se considerar também que a produção de alimentos incorpora significativos volumes de água, pois, de cada hm^3 de água ano utilizada na agricultura, 70,46% é consumida (incorporada em produtos) e 29,54% retorna ao meio ambiente (ANA, 2018).

Certamente, a pressão sobre o maior uso e consumo de água *versus* os argumentos de sua escassez aumentam o debate sobre os riscos e as incertezas da exploração econômica dos recursos hídricos que degradam o meio ambiente. Razão pela qual a comunidade internacional e as autoridades ambientais vêm questionando de forma crescente o agronegócio brasileiro sobre a necessidade de adequar suas atividades produtivas com a preservação do meio ambiente. Contudo, pouco se sabe sobre as interações que existem entre o agronegócio e os recursos hídricos, ou seja, a contribuição sistêmica da água nos processos de produção e de consumo do agronegócio brasileiro.

Nesse contexto, considerando a acelerada expansão do agronegócio brasileiro e a maior necessidade de recursos hídricos que isso implica, este artigo tem como objetivo mensurar, na estrutura do agronegócio brasileiro, o uso e o consumo de água e suas implicações inerentes à geração de renda e de emprego. Em particular, pretende-se avaliar a eficiência e a intensidade das atividades do agronegócio na exploração dos recursos hídricos do país. Com isso, espera-se, em um primeiro momento, compreender melhor a abrangência das interações do agronegócio com os fluxos da água, bem como fornecer subsídios para um melhor planejamento dos recursos hídricos nos próximos anos.

Após esta introdução, o presente artigo está dividido da seguinte maneira: na seção 2, apresentam-se o método utilizado para desagregar setorialmente o uso e o consumo das CEAA, a estrutura matemática para mensurar o agronegócio e a base de dados utilizada; a seção 3 avalia, no país, a evolução do estoque de água, bem como os fluxos setoriais da água destinados às atividades econômicas; a seção 4 avalia, na estrutura do agronegócio, inicialmente, o uso e o consumo de água, para logo estabelecer indicadores físico-econômicos de eficiência e intensidade, na dimensão econômica, de modo a relacionar o volume de água com a renda e, na dimensão social, relacionar o volume de água com o emprego; na última seção, são apresentadas as principais conclusões obtidas no decorrer da análise.

2. Metodologia

Para a desagregação, as CEAA do Brasil foram utilizadas como referência às metodologias propostas por Montoya, Lopes, e Guilhoto (2014), que compatibilizam e desagregam matrizes físicas com base nos fluxos das Tabelas de Recursos e Usos das Matrizes Insumo-Produto (MIP) do país.

Já, para calcular a dimensão ambiental do agronegócio, foram utilizadas como referencial as metodologias de Davis e Goldberg (1957), Furtuoso (1998), Guilhoto, Furtuoso, e Barros (2000), Montoya, Pasqual, Lopes, e Guilhoto (2016), CEPEA (2017), dentre outros, que utilizam as matrizes insumo-produto desenvolvidas por Leontief (1970).

2.1 A desagregação das Contas Econômicas Ambientais da Água

No Brasil, embora as CEAA e as MIP apresentem setores compatíveis com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 2.0 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o nível de agregação é diferente. Enquanto as CEAA apresentam uma Tabela de Recursos e usos composta por sete fluxos hídricos e seis setores ou atividades econômicas em unidades físicas, a Tabela de Recursos e usos da MIP apresenta 127 produtos e 67 setores consumidores em unidades monetárias. Em decorrência disso, a compatibilização das informações gera apenas seis setores e/ou atividades — um reduzido número de setores e/ou atividades consumidoras, o que afeta e limita os resultados e as análises do sistema. Assim, para superar esse problema e mensurar a contribuição da água para os processos produtivos do agronegócio, torna-se necessário desagregar os setores das CEAA tomando como referência os dados das MIP.

Para tal procedimento, utilizou-se a metodologia desenvolvida por Montoya et al. (2014), que toma como fator de desagregação ou expansão setorial o peso dos fluxos intersetoriais apresentados na Tabela de Recursos e usos por origem e destino.

O método para estabelecer o fator de expansão compõe-se de duas etapas. A primeira consistiu em compatibilizar as tabelas de Recursos e usos das CEAA com as MIP. Como resultado, por um lado, obteve-se, pelo lado setorial da matriz hídrica, uma agregação de seis grandes setores que usam e consomem água com seus respectivos subsetores, que perfazem um total de 67, tal qual a estrutura das MIP do país (Tabela A-1 no Apêndice). Por outro lado, foi possível identificar os setores intensivos no uso de água e no consumo de água, ou seja, em que setores os fluxos hídricos mais relevantes estão contidos. A respeito disso, segundo a ANA (2018), **o uso total da água** considera toda a água retirada do meio ambiente e das atividades econômicas para ser utilizada pelos setores produtivos e pelas famílias. Já **o consumo total de água** constitui a parcela da água retirada para uso que não retorna ao ambiente, pois, durante o uso no processo produtivo, foi incorporada nos produtos e consumida pelas famílias e pelos rebanhos. Assim, nessa etapa, verificou-se que, no Brasil, os setores de energia elétrica, de água e esgoto concentram em conjunto 98,41% do uso total da água, e o setor da agropecuária, 70,46% do consumo total de água (Tabela 3). Certamente, seus fluxos expressos nas Tabelas de Recursos e usos representam significativamente a interação da água com as atividades econômicas do Brasil.

A segunda etapa consistiu em estimar uma matriz de coeficientes a ser multiplicada pelos valores do uso e do consumo setorial da água, de modo a alocar os valores entre os subsetores da matriz hídrica ampliada. Como fator de expansão, foram utilizados os seguintes critérios: i) o uso e o consumo de água de cada setor, em hm^3, foi multiplicado pelo coeficiente que representa a participação do subsetor no uso ou no consumo total do setor, em R$; e ii) os coeficientes setoriais foram utilizados alternativamente de acordo com o sentido dos fluxos da água, ou seja, o fluxo entre o

meio ambiente e o sistema econômico, bem como o fluxo circular dentro do sistema econômico. Note-se, conforme a Tabela 1, que cada conta ambiental da água está associada aos fluxos dos setores que foram utilizados para a desagregação setorial. Como resultado, no Apêndice, é apresentada a Tabela de recursos e usos física de 2015 desagregada para 12 grandes setores (Tabela A-2).

As vantagens de estimar matrizes hídricas desagregadas e compatíveis com as matrizes insumo-produto radicam em permitirem avaliar, mais detalhadamente, o uso e o consumo setorial de água. A incorporação de fluxos da água de forma desagregada possibilita programar análises de impacto sobre o meio ambiente em termos setoriais e abre espaço para avaliar a contribuição da água por produtos ou por cadeias produtivas. Embora as próprias estatísticas dos dados disponíveis determinam as limitações, deve-se ressaltar que os critérios utilizados para a expansão das matrizes hídricas receberam o máximo cuidado para manter-se a coerência econômica entre os fluxos físicos e fluxos econômicos.

Tabela 1. Fluxos e setores ponderadores para desagregação das Contas Econômicas Ambientais da Água.

Fluxos	Recursos e Usos	Setores ponderadores
Do meio ambiente	1. Retirada total.	Agricultura, pecuária e florestas; energia elétrica.
Dentro da economia	2. Uso de água proveniente de outras atividades econômicas.	Água, esgoto, reciclagem e gestão de resíduos.
	3. **Uso total da água (=1+2)**.	
Dentro da economia	4. Suprimento para outras atividades econômicas.	Água, esgoto, reciclagem e gestão de resíduos.
Retorno para o meio ambiente	5. Retorno total.	Energia elétrica; agricultura, pecuária e florestas.
Retorno para o meio ambiente	6. Total fornecido (=4+5).	
	7. **Consumo total (=3-6)**.	

Nota: Nos itens 1 e 5 dos Recursos e Usos, especificamente para o setor Energia elétrica, gás natural e outras utilidades; e, para o setor Água, esgoto e gestão de resíduos, não foi necessário utilizar ponderadores de expansão, já que o nível de agregação setorial das CEAA e das MIP coincidem.

Fonte: Elaborada com base no IBGE, no Ministério do Meio Ambiente, na ANA (2018).

2.2 Mensuração do agronegócio

Para a operacionalização do modelo, foi necessária a compilação da matriz insumo-produto física e econômica com tecnologia setor-setor baseada na indústria. Seguidamente, o Agronegócio foi dividido em quatro agregados: I) Insumos Agropecuários; II) Produto Agropecuário; III) Agroindústria; IV) Agrosserviços. Além desse procedimento, para uma análise comparativa, neste trabalho, o Resto da Economia foi desagregada em mais três agregados: V) Indústria; VI) Serviços Industriais; VII) Serviços.

Para obterem-se os valores do uso da água (U_{H_2O}), do consumo de água (C_{H_2O}), da renda (*PIB*) e do emprego (*L*), o processo metodológico é similar e os cálculos são efetuados separadamente para cada variável, generalizada no modelo matemático com o símbolo *W*, que representa alternativamente as variáveis de interesse.

Inicialmente, para o cálculo da quantidade ou valor de *W* do segmento I ou Insumos Agropecuários, foram utilizadas as informações disponíveis nas tabelas de insumo-produto, referentes aos valores dos insumos adquiridos pelos produtores da agropecuária. A coluna com os valores dos insumos foi multiplicada pelos respectivos coeficientes da variável de interesse. Para obterem-se os coeficientes de *W* por unidade monetária da atividade *q*, dividiu-se o valor da variável de interesse (W_q), pela produção do setor (X_q), ou seja,

$$CW_q = \frac{W_q}{X_q}, \qquad \text{para} \begin{cases} q = 1, 2, \ldots, 67 & \text{(setores)} \\ W = U_{H_2O}, C_{H_2O}, PIB, L & \text{(alternativamente)} \end{cases} \tag{1}$$

em que: CW_q = coeficiente da variável *W* por unidade monetária do setor *q*.

Logo, para estimar-se o valor do agregado I, multiplicaram-se os valores de cada setor comprado pela produção agropecuária pelo respectivo coeficiente da variável de interesse *W* de cada setor:

$$E_I = \sum_{q=1}^{n} Z_q * CW_q, \tag{2}$$

em que: E_I = quantidade de *W* no agregado I ou Insumos Agropecuários;

Z_q = valor total do Insumo do setor *q* para a produção de *W*.

Para o segmento II, considera-se, no cálculo, a quantidade de *W* gerada pela produção agropecuária; e, para evitar dupla contagem, subtraem-se dele as quantidades que foram utilizadas como insumos, já incorporadas na quantidade de E_I do agregado I.

Tem-se, então, que

$$E_{II} = W_q - Z_{ql} * CW_q \tag{3}$$

em que: E_{II} = quantidade de *W* no agregado II ou Produto Agropecuário;

Z_{ql} = quantidade do insumo agropecuário adquirido pela própria atividade da produção agropecuária.

Para estimar o agregado III ou Agroindústria, adota-se o somatório da quantidade de *W* gerada pela agroindústria, subtraídas as quantidades de insumos da agroindústria que foram utilizados como insumos no agregado I:

$$E_{III} = \sum_{qal} \left(W_{qal} - Z_{qal} * CW_{qal} \right), \tag{4}$$

em que: E_{III} = quantidade de W do agregado III ou Agroindústria;

Z_{qal} = quantidade do insumo da agroindústria adquirido pela produção agropecuária.

Cabe salientar que, para fins de definição do setor Agroindústria, utilizou-se a CNAE 2.0 do IBGE. Como resultado, os setores que compõem o agregado III são: abate e produtos de carne, inclusive os produtos do laticínio e da pesca; fabricação e refino de açúcar; outros produtos alimentares; fabricação de bebidas; fabricação de produtos do fumo; fabricação de produtos têxteis; confecção de artefatos do vestuário e acessórios; fabricação de calçados e de artefatos de couro; fabricação de produtos da madeira; fabricação de celulose, papel e produtos de papel; fabricação de biocombustíveis; fabricação de produtos de borracha e de material plástico. Pelo nível de agregação setorial das MIP disponíveis no Brasil (67 setores), fica evidente que alguns setores considerados contêm valores que não fazem parte de processamentos de produtos agrícolas. Assim, para evitar superestimação desse agregado, foram utilizados os índices de ponderação do CEPEA (2017) que resgatam a participação relativa do produto agrícola processado.

No caso do agregado IV ou Agrosserviços, referente à distribuição final, considera-se, para fins de cálculo, o valor agregado dos setores relativos ao transporte, ao comércio e aos "outros serviços". Do valor total obtido, destina-se ao Agronegócio apenas a parcela que corresponde à participação do Produto Agropecuário e a parcela da Agroindústria na demanda final dos setores, respectivamente.

A sistemática adotada no cálculo do valor da distribuição final ou Agrosserviços pode ser representada por

$$DFD = DFG - IIL_{DF} - PI_{DF}\,, \tag{5}$$

em que: DFD = demanda final doméstica;

DFG = demanda final global;

IIL_{DF} = impostos indiretos líquidos pagos pela demanda final;

PI_{DF} = produtos importados pela demanda final.

Para evitar uma dupla contagem no cálculo das variáveis de interesse do Agronegócio, é necessário subtrair da margem de comercialização as parcelas de insumos utilizadas nos setores de serviços, pertencentes ao segmento I:

$$MC = (WT + WC + WS) - \left(Z_{qs} * CW_{qs}\right), \tag{6}$$

em que: MC = margem de comercialização;

WT = quantidade de W do setor transporte;

WC = quantidade de W do setor comércio;

WS = quantidade de W do setor serviços;

Z_{qs} = quantidade do insumo serviços adquiridos pelos produtores agropecuários;

CW_{qs} = coeficiente de serviços da variável de interesse.

Logo, o agregado IV ou Agrosserviço é

$$E_{\text{IV}} = \frac{MC * DF_{ql} + \sum_{qal} DF_{qal}}{DFD}, \tag{7}$$

em que: E_{IV} = quantidade de W do agregado IV ou agrosserviço;

DF_{ql} = demanda final doméstica da produção agropecuária;

DF_{qal} = demanda final doméstica da agroindústria.

Finalmente, a quantidade total de W do Agronegócio é dada pela soma dos seus agregados, ou seja,

$$E_{\text{Agronegócio}} = E_{\text{I}} + E_{\text{II}} + E_{\text{III}} + E_{\text{IV}}. \tag{8}$$

2.3 Base de dados

Os dados utilizados nesta pesquisa foram extraídos das CEAA e das Contas Nacionais das MIP do Brasil, publicados pelo IBGE (2018), os quais correspondem ao ano de 2015.

Para a compilação das matrizes, adotou-se o modelo de tecnologia do setor cuja hipótese central é de que a tecnologia é uma característica das atividades, isto é, a tecnologia para a produção dos produtos é determinada pela atividade que os produz. Cabe salientar, contudo, conforme explica a ANA (2018), dada a complexidade e a escassez de informações, na compatibilização dos dados físicos com os dados econômicos, existem pequenas diferenças entre os valores divulgados nas CEAA e os publicados no Sistema Nacional de Contas (SCN), devido a uma mudança de classificação da atividade dos serviços de água e esgoto da Administração pública para a atividade água e esgoto.

Outra modificação feita nas CEAA foi o aumento dos gastos de consumo intermediário dos serviços de água e esgoto na atividade agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura, de forma a contemplar os valores de água cobrados nos perímetros públicos de irrigação. Entretanto, considerando que as alterações feitas na conta ambiental restringem-se ao setor de água e esgoto, que produz uma pequena proporção da água utilizada e consumida no sistema econômico como um todo, o procedimento que se adotou foi o de usar as informações do SCN em função de apresentar uma melhor estrutura de dados insumo-produto.

As informações das MIP são a preços básicos e estão em milhões de reais de 2015, e as informações físicas estão em hm^3, o que corresponde a um milhão de metros cúbicos (m^3) ou um bilhão de litros de água.

3. Os estoques e os fluxos setoriais da água na economia brasileira

Os estoques de recursos hídricos consideram as águas superficiais (rios, reservatórios artificiais, lagos, glaciares, neve e gelo), águas subterrâneas (aquíferos) e água no solo. A principal entrada de água no sistema ocorre via precipitação e volumes de água oriundos de outros territórios. A retirada de água ocorre por processos hidrológicos, como evapotranspiração e descargas líquidas para outros territórios em bacias hidrográficas transfronteiriças, podendo ocorrer de forma permanente ou temporária. Assim, pela dinâmica do meio ambiente, os estoques considerados pelo SEEA-Water se alteram permanentemente, conforme mostra a Tabela 2.

De acordo com o volume de água inicial em 2013 e final de 2015, o estoque de água no território brasileiro, composto pelas águas subterrâneas e reservatórios artificiais, sofreu em média um decréscimo de 0,06% ou 794 hm^3 no período. No entanto, verifica-se que, embora haja um decréscimo do estoque de água subterrânea de 7.169 hm^3, que equivale a uma queda de 0,68% ao ano, há simultaneamente uma elevação dos estoques dos reservatórios artificiais de 6.375 hm^3, que equivale a um acréscimo de 2,93% ao ano. Nessa velocidade, em apenas dois anos, as elevações dos estoques artificiais seriam maiores do que os decréscimos nas águas subterrâneas. Além disso, a água subterrânea, salvo novas descobertas, duraria em torno de 150 anos, enquanto os estoques artificiais dobrariam a cada 33 anos (Finamore & Montoya, 2019).

Embora aparentemente escasso o recurso hídrico, segundo as tabelas de estoques da ANA (2018), existe abundância de água no território nacional. Por exemplo, em 2015, o volume de entrada de água vindo dos rios e dos riachos foi de 9.276.760 hm^3 e das precipitações (água do solo) foi de 13.127.952 hm^3, sendo, portanto, uma questão de política pública o dimensionamento, a localização e a construção dos estoques artificiais necessários para a irrigação e a ocupação plena do solo agricultável brasileiro.

Tabela 2. Estoques de água subterrânea e de reservatórios artificiais – 2013 a 2015.

Estoques inicial e final (hm^3/ano)	Água Subterrânea	Reservatórios Artificiais	Total
Estoque inicial 2013	1.067.769	211.583	1.279.352
(Estoque final 2013) / (Estoque inicial 2014)	1.060.475	218.202	1.278.677
(Estoque final 2014) / (Estoque inicial 2015)	1.053.285	225.324	1.278.609
Estoque final 2015	1.046.262	230.708	1.276.970
Variação média anual (hm^3/ano)	-7.169	6.375	-794
Variação média anual (%)	-0,68%	2,93%	-0,06%

Fonte: Elaborada por Finamore e Montoya (2019) com base no IBGE, Ministério do Meio Ambiente, ANA (2018).

Com relação aos fluxos setoriais da água, as contas econômicas e ambientais da água no Brasil mostram como eles interagem com as atividades econômicas e com as famílias (Tabela 3), a saber: a) fluxos de água retirados do meio ambiente para o sistema econômico; b) fluxos reutilizados e/ou circulam dentro do próprio sistema econômico; e c) fluxos do sistema econômico que retornam para o meio ambiente. Assim, a conta ambiental é construída do ponto de vista do meio ambiente, visto que os usos diminuem os estoques de água do planeta, e os recursos aumentam os estoques de água do planeta. Dessa maneira, as interações insumo-produto dos recursos hídricos com as atividades econômicas, neste trabalho, são visualizadas pelo uso e pelo consumo de água no sistema econômico.

A Tabela 3 mostra a composição final dos recursos e dos usos físicos de água na economia brasileira no ano de 2015. Observa-se que o uso total de água na economia brasileira alcança 3.219.507 hm^3 ao ano (coluna 9). Esse volume representa o total de água retirada do meio ambiente (3.201.731 hm^3), mas as águas que são provenientes de outras atividades econômicas (17.775 hm^3). Chama atenção que, do total de água utilizada no país, em sua grande maioria, 3.188.907 hm^3 ou 99,05%, retornou ao meio ambiente (3.171.131 hm^3) e às próprias atividades produtivas (17.776 hm^3); e apenas 30.600 hm^3 ou 0,95% foram consumidas pelas atividades (30.554 hm^3) e pelas famílias (46 hm^3).

Nesse contexto, verifica-se, no fluxo do uso total da água nas atividades econômicas e nas famílias (linha 3), que o setor Eletricidade e Gás concentra 96,73% ou 3.114.300 hm^3 do fluxo, certamente em função de sua necessidade de turbinar grandes quantidades de água nas hidrelétricas do país. No entanto, também é o setor que apresenta a taxa de 100% de retorno da água ao meio ambiente (linha 11 e coluna 4). Em virtude disso, a água utilizada para geração de eletricidade é considerada como uso *não consuntivo*, já que toda a água que foi usada na atividade retorna a seu curso. Cabe salientar também que as taxas de retorno ao meio ambiente são elevadas na Indústria extrativa, com 73,01% (linha 11 e coluna 2), e nas Demais atividades, com 63,45% (linha 11 e coluna 6).

Com relação ao fluxo do consumo total de água (linha 7), verifica-se também elevada concentração na medida em que o setor Agropecuário consome 77,46% ou 23.704 hm^3 dessa água no país, seguido de longe pelo setor indústria de Transformação com 11,27% ou 3.450 hm^3. A avaliação conjunta da taxa setorial do consumo de água (linha 10) e a taxa setorial do retorno de água ao meio ambiente (linha 11) permitem visualizar melhor o papel da água na produção da agropecuária e da indústria de transformação, ou seja, quanto da água utilizada foi consumida ou incorporada na produção e quanto foi devolvida ao meio ambiente.

A agropecuária apresenta uma taxa de consumo de 70,46% e uma taxa de retorno ao meio ambiente de 29,54%, indicando em conjunto que, na produção agrícola e pecuária, a água é incorporada em grandes volumes. Essa característica, em menor intensidade, aparece também na indústria de transformação, uma vez que,

Tabela 3. Fluxos relativos do uso e consumo da água na economia brasileira – 2015 (hm³/ano e percentuais).

Fluxos	Recursos e usos (hm³/ano)	Atividades econômicas							Famílias	Total
		Agro.	Ind. Extrativa	Ind. Trans. e construção	Eletricidad e e gás	Água e esgoto	Demais atividades	Total das atividades		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(6)	(8)	(9)
Do meio ambiente	1. Retirada total.	32.505	1.037	6.112	3.114.293	47.085		3.201.032	699	3.201 731.
Dentro da economia	2. Uso de água proveniente de outras atividades econômicas.	1.138	7	277	7	6.914	2.045	10.389	7.387	17.775
	3. Uso total da água (1+2).	**33.643**	**1.044**	**6.389**	**3.114 300**	**53.999**	**2.045**	**3.211.421**	**8.086**	**3.219.507**
Dentro da economia	4. Suprimento para outras atividades econômicas.	0	4	171	4	10.862	1.298	12.340	5.436	17.776
Retorno para o meio ambiente	5. Retorno total.	9.938	758	2.768	3.114.195	40.868		3.168.527	2.604	3.171.131
Retorno para o meio ambiente	6. Total fornecido (4+5).	9.939	762	2.939	3.114.199	51.730	1.298	3.180.867	8.040	3.188.907
	7. Consumo total (3-6).	**23.704**	**282**	**3.450**	**101**	**2.270**	**748**	**30.554**	**46**	**30.600**
	8. Participação no Uso total da água (3/coluna 9).	1,04%	0,03%	0,20%	96,73%	1,68%	0,06%	99,75%	0,25%	**100,00%**
	9. Participação no Consumo total da água (7/coluna 9).	77,46%	0,92%	11,27%	0,33%	7,42%	2,44%	99,85%	0,15%	**100,00%**
	10. Taxa setorial do Consumo de água (7/3).	70,46%	26,99%	53,99%	0,00%	4,20%	36,55%	0,95%	0,57%	0,95%
	11. Taxa setorial do Retorno da água ao meio ambiente (6/3).	29,54%	73,01%	46,01%	100,00%	95,80%	63,45%	99,05%	99,43%	99,05%
	12. Taxa setorial total (3/3).	**100,00%**	**100,00%**	**100,00%**	**100,00%**	**100,00%**	**100,00%**	**100,00%**	**100,00%**	**100,00%**

Fonte: Elaborada com base no IBGE, Ministério do Meio Ambiente, ANA (2018).

em seu processo produtivo, apresenta uma taxa de consumo de 53,99% e uma taxa de retorno de 46,01%. Cabe salientar que grande parte da indústria de transformação processa produtos da agropecuária, o que certamente influencia sua taxa de consumo setorial.

4. Os recursos hídricos no agronegócio brasileiro

Com base nos fluxos do uso e consumo da água observados nos setores produtivos, pode-se argumentar que o desempenho da atividade agrícola, pecuária, floresta e, portanto, da agroindústria e dos serviços que os circundam dependem significativamente do clima e, consequentemente, da disponibilidade de recursos hídricos do país. A questão é: qual é a dimensão ambiental da água no agronegócio brasileiro?

4.1 O uso da água no agronegócio brasileiro

O agronegócio brasileiro, em 2015, chegou a responder por 18,85% ou 605.358 hm^3 da água utilizada no país. Como mostra a Tabela 4, do volume total do agronegócio, 22,39% ou 135.539 hm^3 de água foram usadas na produção de insumos agropecuários, tais como adubos e fertilizantes, energia elétrica, produtos farmacêuticos e veterinários, sementes, ração animal, dentre outros (agregado I). Já a produção rural usou 5,33% ou 32.276 hm^3 de água do agronegócio nas lavouras, na produção pecuária e nas atividades de exploração florestal (agregado II).

Tabela 4. O uso da água no agronegócio e na economia brasileira – 2015 (hm^3/ano e percentual).

	Uso de água		
Agregados	Valores em hm^3/ano	Participação relativa dos agregados no Brasil	Participação relativa dos agregados no agronegócio
I Insumos agropecuários	135.539	4,22%	22,39%
II Produto agropecuário	32.276	1,01%	5,33%
III Agroindústria	5.989	0,19%	0,99%
IV Agroserviços (A+B)	431.553	13,44%	71,29%
A) Serviços agropecuários	111.841	3,48%	18,48%
B) Serviços agroindustriais	319.712	9,96%	52,81%
PIB do agronegócio (I + II + III+ IV)	**605.358**	**18,85%**	**100,00%**
V Indústria	1.308	0,04%	
VI Serviços industriais	699.141	21,77%	
VII Serviços	1.905.614	59,34%	
PIB resto da economia (V + VI + VII)	**2.606.063**	**81,15%**	
PIB nacional (I + II + III+ IV + V + VI + VII)	**3.211.421**	**100,00%**	

A agroindústria, embora concentre 80,07% da água (5.989 hm^3/7.297 hm^3 = 0,8207) utilizada pela indústria nacional (7.297 hm^3 = 5.989 hm^3 + 1.308 hm^3), no agronegócio apenas participa com 0,99% ou 5.989 hm^3 da água usada (agregado III). Em particular, o maior uso da água destaca-se na indústria de Abate e produtos de carne, inclusive os produtos do laticínio e da pesca (2.727 hm^3) e na indústria de outros produtos alimentares (1.853 hm^3).

Os agrosserviços, com uma participação de 71,29% ou 431.553 hm^3, constitui-se como o principal agregado que utiliza água no agronegócio brasileiro. O uso de água no segmento serviços direcionado à agroindústria é significativamente maior do que o direcionado à agropecuária, na medida em que os serviços agroindustriais concentram 74,08% ou 319.712 hm^3 da água utilizada nos agrosserviços, e os serviços agropecuários somente 25,92% ou 111.841 hm^3. Aliás, o uso de água nos serviços agroindustriais é quase o dobro (1,9 = 319.712 hm^3/(135.539 hm^3 + 32.276 hm^3)) do que se utiliza em conjunto na produção de insumos (agregado I) e na produção rural (agregado II).

Em geral, para entender a natureza do uso da água no agronegócio e na economia brasileira, dois aspectos importantes devem ser considerados. Por um lado, deve-se levar em consideração que o setor Água, esgoto e gestão de resíduos (53.999 hm^3) está fortemente vinculado ao setor urbano, principalmente no fornecimento de seus serviços para a produção de insumos e produção industrial. Por outro lado, o setor Eletricidade e Gás, que concentra 96,73% ou 3.114.300 hm^3 do uso total da água do país, evidencia que grande parte da água utilizada no sistema econômico, como um todo, perpassa pelo uso da energia elétrica (Tabela 3).

4.1.1 Eficiência e intensidade hídrica do uso da água

A integração de informações hídricas com informações econômicas e sociais, conforme a metodologia do SEEA-Water, permite obter indicadores de eficiência e de intensidade hídrica para o agronegócio e economia brasileira como um todo.

Na dimensão econômica, a eficiência hídrica é o indicador que calcula a razão entre o PIB de uma atividade econômica e o volume de água usada por ela. Representa quantos reais são gerados por metro cúbico usado de água no ano (R$/$m^3$); assim, a eficiência está relacionada aos maiores resultados da atividade produtiva pelo uso de recursos hídricos, de modo que, quanto maior for o índice, melhor será a eficiência hídrica. A intensidade hídrica é a razão entre o volume usado de água por determinada atividade econômica e o PIB gerado por ela. Representa quantos litros de água foram usados por cada real gerado no ano (litros/R$); por conseguinte, os melhores índices de intensidade estão associados ao menor uso de recursos hídricos por atividade produtiva; assim, quanto menor o índice, melhor será a intensidade.

Na dimensão social, a eficiência hídrica dá-se pela razão entre os empregos da atividade econômica e o volume de água usada por ela, em outras palavras, quantos empregos são gerados por metro cúbico usado de água no ano (Empregos/m^3). Já

a intensidade hídrica é a razão entre o volume usado de água por determinada atividade econômica e o emprego gerado por ela (m^3/Empregos).

A Tabela 5 mostra o PIB, os empregos e o uso de água no agronegócio e na economia brasileira, bem como os índices de eficiência e intensidade hídrica para o ano de 2015. Note-se que o agronegócio responde por 20,7% ou 1.068.071 milhões do PIB e 27,6% ou 28.165.950 dos empregos do país.

Na dimensão econômica, embora o coeficiente R$/$m^3$ mostre, no agronegócio, atividades mais eficientes no uso de recursos hídricos do que o resto da economia, já que gera R$ 1,76 por cada metro cúbico de água usada, enquanto o resto da economia gera R$ 1,57, o padrão médio de eficiência da economia brasileira (R$ 1,61) deve ser considerado baixo. Isso porque a intensidade hídrica do país e do agronegócio mostra elevada vazão no uso da água, indicando a necessidade de 622,90 litros e 566,78 litros de água para cada R$ 1,00 de valor adicionado gerado, respectivamente.

Nesse panorama, a agroindústria destaca-se, sobre todos os agregados, por apresentar o melhor índice de eficiência hídrica que gera R$ 35,83 por m^3 de água usada e um índice de intensidade hídrica de apenas 27,91 litros de água para cada R$ 1. Tal evidência sugere um elevado valor adicionado da atividade por litro consumido. Contudo, as atividades produtivas dos serviços e, principalmente, dos insumos agropecuários destacam-se pela baixa eficiência no uso da água e pelo excesso do uso de recursos hídricos. Já a produção agroindustrial apresenta um índice intermediário de eficiência que gera R$ 35,83 por m^3 de água e uma intensidade de 27 litros por cada unidade de renda gerada.

Na dimensão social, a eficiência hídrica evidencia, no agronegócio, atividades mais geradoras de emprego do que o resto da economia, já que, em média, gera 47 empregos por cada hectômetro cúbico de água usada, enquanto o resto da economia gera 32 empregos. A vazão de água medida pela intensidade hídrica mostra-se alta no agronegócio, chegando a 21.493 m^3 por trabalhador e, no resto da economia, a 35.322 m^3. Assim sendo, os volumes de água por trabalhador na economia brasileira demandam cada ano a retirada de abundantes recursos hídricos do meio ambiente.

Da comparação dos diversos agregados. emergem, em torno da média do agronegócio (47 empregos/hm^3), dois níveis de eficiência na geração de emprego: a agroindústria (759 empregos/hm^3) e o produto agropecuário (390 empregos/hm^3), com índices de localização bem acima da média; e os agrosserviços (22 empregos/hm^3) e insumos agropecuários (10 empregos/hm^3) abaixo da média.

Cabe salientar que a agroindústria se destaca por apresentar o maior índice de eficiência, com 749 empregos gerados por hm^3 de água, e o menor índice de intensidade, utilizando 1.318 m^3 de água por emprego gerado. Trata-se de uma atividade que gera 16,15 vezes mais empregos por hm^3 de água do que a média do agronegócio (47 empregos por hm^3 de água usada) e que, simultaneamente, também se destaca na geração de renda (R$ 35,83 por m^3).

Tabela 5. Indicadores de eficiência e intensidade do uso da água na geração de renda e emprego no agronegócio brasileiro – 2015.

				Dimensão econômica		*Dimensão social*	
Agregados	**PIB (Milhões R$)** (1)	**Empregos (unidades)** (2)	**Uso de água (hm³)** (3)	**Eficiência hídrica do uso (R$/m³)** (1) / (3)	**Intensidade hídrica do uso (Litros/R$)** (3) / (1) * 1000	**Eficiência hídrica do uso (Empregos/hm³)** (2) / (3)	**Intensidade hídrica do uso (m³/emprego)** (3)*1000000 / (2)
I Insumos agropecuários	61.246	1.355.956	135.539	0,45	2213,02	10	99.959
II Produto agropecuário	248.123	12.593.558	32.276	7,69	130,08	390	2.563
III Agroindústria	214.591	4.544.087	5.989	35,83	27,91	759	1.318
IV Agrosserviços	544.110	9.672.349	431.553	1,26	793,14	22	44.617
PIB do agronegócio	**1.068.071**	**28.165.950**	**605.358**	**1,76**	**566,78**	**47**	**21.493**
PIB resto da economia	**4.087.530**	**73.779.126**	**2.606.063**	**1,57**	**637,56**	**28**	**35.322**
PIB nacional	**5.155.601**	**101.945.076**	**3.211.421**	**1,61**	**622,9**	**32**	**31.501**

4.2 O consumo da água no agronegócio brasileiro

Considerando que o consumo total de água é a parcela da água retirada para uso que não retorna ao ambiente (rios, mares, oceanos, etc.), pois, durante o uso, foi incorporada em produtos e consumida pelas famílias e pelos rebanhos, resta saber qual é a dimensão ambiental do consumo de água no agronegócio brasileiro.

A Tabela 6 mostra o consumo de água no país, no agronegócio e nos seus agregados, em 2015. Observa-se que o agronegócio desempenha um papel importante no consumo de recursos hídricos da economia brasileira, pois, dos 30.554 hm^3 da água consumida no país, 90% ou 27.498 hm^3 concentram-se no agronegócio. Isso, associado à sua participação no uso da água no Brasil (18,85% ou 605.358 hm^3), indica que a importância relativa das atividades do agronegócio no consumo de água é maior do que no uso da água, pois as atividades do agronegócio incorporam em seus produtos grande parte da água que utilizam.

A respeito, a produção agropecuária destaca-se como o principal agregado que incorpora água em seus produtos na medida em que detém 74,42% ou 22.738hm^3 da água consumida no país[1], seguido de longe pela produção agroindustrial com 10,70% ou 3.269 hm^3. Em conjunto, esses agregados respondem por 94,58% do consumo de água do agronegócio.

Tabela 6. O consumo de água no agronegócio e na economia brasileira – 2015 (hm^3/ano e percentual).

Agregados	Consumo de água		
	Valores em hm^3/ano	Participação relativa dos agregados no Brasil	Participação relativa dos agregados no agronegócio
I Insumos agropecuários	1.049	3,43%	3,81%
II Produto agropecuário	22.738	74,42%	82,69%
III Agroindústria	3.269	10,70%	11,89%
IV Agroserviços (A+B)	442	1,45%	1,61%
A) Serviços Agropecuários	115	0,37%	0,42%
B) Serviços Agroindustriais	328	1,07%	1,19%
PIB do agronegócio (I + II + III+ IV)	**27.498**	**90,00%**	**100,00%**
V Indústria	388	1,27%	
VI Serviços industriais	716	2,34%	
VII Serviços	1.952	6,39%	
PIB do resto da economia (V + VI + VII)	**3.056**	**10,00%**	
PIB nacional (I + II + III+ IV + V + VI + VII)	**30.554**	**100,00%**	

[1]O consumo de água da agropecuária no sistema econômico (Tabela 2) é diferente do consumo no agronegócio (Tabela 6). Isso se deve à metodologia de cálculo do agronegócio que decompõe o consumo de água entre os agregados, ou seja, parte da água da agropecuária está incorporada nos insumos e outra pequena parte dispersa na agroindústria.

A importância dos recursos hídricos nos processos produtivos dos agregados do agronegócio pode ser visualizada também a partir das taxas de consumo da água e da taxa de retorno da água ao meio ambiente, apresentados na Tabela 7.

Com base nesses indicadores, fica evidente que a contribuição da água nos processos produtivos da agropecuária e da agroindústria é crucial já que a taxa de consumo e a taxa de retorno em suas atividades indica que, de cada hm^3/ano de água usada, na agropecuária, 70,45% consome ou incorpora em sua produção e 29,55% retorna ao meio ambiente; e, na agroindústria, a taxa de consumo é de 54,58% e de retorno 45,42%. Assim, se considerar-se que o agronegócio brasileiro no mercado internacional detém o status de um grande fornecedor de alimentos, pode-se inferir que, por meio das exportações de produtos agropecuários e agroindustriais, também é um grande exportador de água para a economia mundial.

Tabela 7. Dimensão ambiental da água no agronegócio e as taxas de uso, consumo e de retorno ao meio ambiente – 2015 (hm^3/ano e percentual).

	Atividades econômicas					
	Uso de água (hm^3/ano)	Consumo de água (hm^3/ano)	Retorno da água ao ambiente (hm^3/ano)	Taxa total de Uso (%)	Taxa de consumo (%)	Taxa de retorno (%)
Agregados	(1)	(2)	(3) = (1)-(2)			
I Insumos agropecuários	135.539	1.049	134.491	**100,00%**	0,77%	99,23%
II Produto agropecuário	32.276	22.738	9.538	**100,00%**	70,45%	29,55%
III Agroindústria	5.989	3.269	2.720	**100,00%**	54,58%	45,42%
IV Agrosserviços	431.553	442	431.111	**100,00%**	0,10%	99,90%
PIB do agronegócio	**605.358**	**27.498**	**577.860**	**100,00%**	**4,54%**	**95,46%**
PIB resto da economia	**2.606.063**	**3.056**	**2.603.007**	**100,00%**	**0,12%**	**99,88%**
PIB nacional	**3.211.421**	**30.554**	**3.180.867**	**100,00%**	**0,95%**	**99,05%**

4.2.1 Eficiência e intensidade hídrica do consumo da água

A Tabela 8 mostra os indicadores de eficiência e de intensidade do consumo da água no agronegócio e no país para o ano de 2015.

Na dimensão econômica, a eficiência hídrica aponta melhor desempenho na economia brasileira do que no agronegócio, na medida em que, no país, são gerados R$ 168,74 por metro cúbico de água consumida e, no agronegócio, apenas R$ 38,84. O índice de intensidade, por sua vez, assinala que essa ineficiência no agronegócio é de 4,34 vezes maior do que as atividades do país (4,34 = 25,57÷5,93) por R$ 1 gerado.

Nesse contexto, o produto agropecuário evidencia a menor eficiência hídrica no consumo de água do país, com um índice de R$ 10,91/m^3. Certamente, a menor taxa de retorno de água ao ambiente (29,55%) que apresenta (Tabela 7) bem como sua elevada participação (74,42%) no consumo da água na economia brasileira (Tabela 6) explicam, em grande parte, a ineficiência hídrica na produção agropecuária. O maior

Tabela 8. Indicadores de eficiência e intensidade do consumo da água na geração de renda e emprego no agronegócio brasileiro – 2015.

Agregados				*Dimensão econômica*		*Dimensão social*	
	PIB (Milhões R$)	Empregos (unidades)	Consumo de água (hm³)	Eficiência hídrica do consumo (R$/m³)	Intensidade hídrica do consumo (Litros/R$)	Eficiência hídrica do consumo (Empregos/hm³)	Intensidade hídrica do consumo (m³/emprego)
	(1)	(2)	(3)	(1) / (3)	(3) / (1) * 1000	(2) / (3)	(3)*1000000 / (2)
I Insumos agropecuários	61.246	1.355.956	1.049	58,41	17,12	1.293	773
II Produto agropecuário	248.123	12.593.558	22.738	10,91	91,64	554	1.806
III Agroindústria	214.591	4.544.087	3.269	65,64	15,23	1.390	719
IV Agrosserviços	544.110	9.672.349	442	1230,76	0,81	21.879	46
PIB do agronegócio	**1.068.071**	**28.165.950**	**27.498**	**38,84**	**25,75**	**1.024**	**976**
PIB resto da economia	**4.087.530**	**73.779.126**	**3.056**	**1337,52**	**0,75**	**24.142**	**41**
PIB nacional	**5.155.601**	**101.945.076**	**30.554**	**168,74**	**5,93**	**3.337**	**300**

índice de intensidade hídrica que apresenta esse agregado no país corrobora o elevado consumo de água por unidade monetária, pois são necessários 91,64 litros de água para gerar um real.

Seguidamente, os Insumos Agropecuários e Agroindústria alcançam eficiências hídricas de R$ 58,41/m³ e de R$ 65,64/m³, respectivamente. Contudo, o agrosserviços destacam-se, dentre os agregados, por apresentar os maiores níveis de eficiência (R$ 1.230,76/m³) e, portanto, os menores índices de intensidade hídrica (0,81 litros/RS) com relação ao agronegócio e, também, ao país.

Na dimensão social, o agrosserviço também se destaca no mercado de trabalho do agronegócio, já que apresenta, simultaneamente, a melhor eficiência hídrica, gerando 21.879 empregos por hectômetro cúbico de água consumida, e o melhor aproveitamento da água por emprego gerado, pois apenas consome 46m³ de água por cada emprego gerado. Entretanto, deve-se destacar que, no país, o resto da economia apresenta melhor desempenho social na eficiência (24.142 empregos/hm³) e na intensidade (41m³/emprego) do consumo de água.

Quanto à geração de emprego pelo consumo de água na agroindústria (1.390 empregos/hm³) e nos insumos agropecuários (1.293 empregos/hm³), os padrões que apresentam se localizam acima da média do agronegócio (1.024 empregos/hm³); contudo, na produção agropecuária, observa-se a mais baixa eficiência na geração de empregos (554 empregos/hm³) e a mais alta intensidade no consumo de água por emprego gerado (1.806m³/emprego). Certamente, a capacidade de incorporar grandes volumes de água na produção de alimentos explica, em grande parte, esses indicadores.

Finalmente, cabe manifestar que os indicadores de eficiência e de intensidade do uso e do consumo de água na dimensão ambiental, econômica e social evidenciam a interação e os detalhes dos fluxos de água entre a economia e o meio ambiente. Elas revelam a produtividade dos recursos hídricos bem como a natureza dos processos produtivos, pois indicam, no agronegócio, quais são as atividades produtivas mais eficientes no uso e no consumo de água e quais são os processos produtivos mais intensivos no uso e no consumo de água.

5. Considerações finais

Este artigo teve como objetivo estimar o uso e o consumo de água no agronegócio brasileiro, bem como avaliar a eficiência e a intensidade que apresenta a água com relação à renda e ao emprego. Para isso, dada a limitação das informações disponíveis, foi necessário desagregar e compatibilizar as Contas Ambientais da Água, tomando como referência os fluxos intersetoriais das tabelas de usos e recursos da Matriz insumo-produto do país.

Com relação aos estoques de água, verificou-se, no período de 2013 a 2015, que existe equilíbrio hídrico no país, na medida em que o decréscimo do estoque de

água subterrânea, em pouco tempo, será mais do que compensado pelo crescimento do estoque de reservatórios artificiais.

Os fluxos de água entre o meio ambiente e as atividades econômicas evidenciam que, do uso total da água na economia brasileira, 99,05% retorna para o meio ambiente e apenas 0,95% é consumida na produção (incorporada em produtos), pelas famílias e pelos rebanhos. Nesse panorama, na exploração econômica dos recursos hídricos do país, o setor Eletricidade e gás foi responsável por concentrar 96,73% do uso total da água e o setor Agropecuário por concentrar 77,46% do consumo total da água. Essa evidência permite afirmar que o perfil do uso e do consumo dos recursos hídricos no país são determinados, em grande parte, pelas características dos processos produtivos desses setores.

Nesse contexto, verificou-se que o agronegócio, em 2015, responde por 18,85% do uso total da água no Brasil. Constatou-se que o uso da água nos agregados do agronegócio está fortemente vinculado aos serviços do setor Água, esgoto e gestão de resíduos e, principalmente, ao setor Eletricidade e Gás que, ao concentrar 96,73% do uso total da água do país, evidencia que grande parte da água utilizada no sistema econômico, como um todo, perpassa pelo uso da energia elétrica.

Na dimensão econômica, o indicador de eficiência hídrica (R$/m³) evidenciou no agronegócio a geração de R$ 1,76 por metro cúbico de água usada. Contudo, esse padrão médio de eficiência deve ser considerado baixo, já que seu indicador de intensidade hídrica (Litros/R$) mostra elevada vazão no uso da água, indicando a necessidade de 566,78 litros de água para cada R$ 1,00 gerado. Na dimensão social, a eficiência hídrica apontou a geração média de 47 empregos por cada hectômetro cúbico de água usada. De fato, a intensidade hídrica (21.493m³/Emprego) mostra, no agronegócio, uma grande quantidade de água usada por cada emprego gerado. Cabe salientar, no entanto, que, dentre os agregados, os melhores índices de eficiência e intensidade no uso da água para a geração de renda e emprego destacaram a agroindústria.

Com relação ao consumo de água, verificou-se que o agronegócio responde por 90% do consumo da água total do país, evidenciando que suas atividades incorporam em seus produtos grande parte da água que utilizam. Em particular, as taxas de consumo e as taxas de retorno da água ao meio ambiente assinalam que, de cada hm³/ano de água usada, na agropecuária, 70,45% é incorporada em sua produção e 29,55% retorna ao meio ambiente; e, na agroindústria, a taxa de consumo é de 54,58% e de retorno 45,42%. Assim, dado o status do agronegócio de ser um grande fornecedor de alimentos no mercado internacional, podemos afirmar que, por meio das exportações de produtos agropecuários e agroindustriais, também é um grande fornecedor de recursos hídricos para a economia mundial.

Na dimensão econômica, o produto agropecuário, com um índice de R$ 10,91/m³, apresentou a menor eficiência hídrica no consumo de água do país e, portanto, um elevado consumo de água por unidade monetária gerada (91,64 litros/R$). O agros-

serviço, pelo contrário, destaca-se por apresentar os maiores níveis de eficiência (R$ 1.230,76/m³) e os menores índices de intensidade hídrica (0,81 litros/RS) com relação ao agronegócio e, também, ao país. Na dimensão social, o agrosserviço também se destaca por apresentar, simultaneamente, a melhor eficiência hídrica, gerando 21.879 empregos por hectômetro cúbico de água consumida, e o melhor aproveitamento da água por emprego gerado, consumindo apenas 46m³ de água por cada emprego gerado.

Finalmente, cabe ressaltar que a metodologia utilizada para desagregar as Contas Ambientais da Água permitiram dimensionar o volume do uso e do consumo da água no agronegócio, bem como os indicadores de eficiência e de intensidade na dimensão econômica e social. As informações geradas evidenciam a interação e os detalhes dos fluxos de água entre a economia e o meio ambiente. Elas revelam também a produtividade dos recursos hídricos e a natureza dos processos produtivos, ou seja, indicam, no agronegócio, quais são as atividades produtivas mais eficientes no uso e no consumo de água e quais são os processos produtivos mais intensivos no uso e no consumo de água. Certamente, trabalhos que avaliem esses indicadores nas principais cadeias produtivas permitiriam compreender melhor a abrangência das interações do agronegócio com a água, bem como fornecer subsídios para um melhor planejamento dos recursos hídricos nos próximos anos.

Referências bibliográficas

ANA – Agência Nacional De Águas (Brasil). (2018). *Contas econômicas ambientais da água no Brasil, 2013–2015*. Brasília: ANA, IBGE, SRHQ.

CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. (2017). *Metodologia – PIB do agronegócio brasileiro: Base e evolução*. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo (ESALQ/USP).

Davis, J. H., & Goldberg, R. (1957). *A concept of agribusiness*. Boston: Harvard University.

Finamore, E. B., & Montoya, M. A. (2019). O fluxo circular do consumo e do uso da água no Brasil e a demanda hídrica do agronegócio brasileiro. *In 57º Congresso da Sober*, Ilhéus.

Furtuoso, M. C. O. (1998). *O produto interno bruto do complexo agroindustrial brasileiro* (Tese de Doutorado, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo (Esalq/USP), Piracicaba). http://dx.doi.org/10.11606/T.11.2020.tde-20200111-121125

Guilhoto, J. M. G., Furtuoso, O. C. M., & Barros, G. S. C. (2000). *O agronegócio na economia brasileira, 1994 a 1999*. Confederação Nacional da Agricultura.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2018). Contas econômicas ambientais da Água: Brasil 2013–2015 (CEAA). *Contas Nacionais*, *60*. https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=2101555

Leontief, W. (1970). Environmental repercussions and the economic structure: An input-output approach. *The Review of Economics and Statistics*, *52*(3), 262–271. http://dx.doi.org/10.2307/1926294

Montoya, M. A., Lopes, R. L., & Guilhoto, J. J. M. (2014). Desagregação setorial do balanço energético nacional a partir dos dados da matriz insumo-produto: Uma avaliação metodológica. *Economia Aplicada*, *18*(3), 379–419. http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea463

Montoya, M. A., Pasqual, C. A., Lopes, R. L., & Guilhoto, J. J. M. (2016). Consumo de energia, emissões de CO_2 e a geração de renda e emprego no agronegócio brasileiro: Uma análise insumo-produto. *Economia Aplicada*, *20*(4), 383–412. http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea134600

Pena, R. F. (2018). *A escassez de água no Brasil.* Brasil Escola. Acessado em 24 out 2018: https://brasilescola.uol.com.br/geografia/escassez-agua-no-brasil.htm

Apêndice. Tabelas

Tabela A-1. Agregação e compatibilização setorial entre a Matriz Insumo-Produto (MIP) e as Contas Econômicas Ambientais da Água (CEAA) do Brasil – 2015.

Agregação Grandes Setores 12	Compatibilização das atividades do Brasil				
	Matriz Insumo-Produto 2015			Contas Econômicas Ambientais da Água 2015	
	Setores 67	Código	DESCRIÇÃO ATIVIDADES	Código	DESCRIÇÃO ATIVIDADES
I	1	191	Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e a pós-colheita	1	Agropecuária, prod. florestal, pesca e aquicultura
	2	192	Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	1	Agropecuária, prod. florestal, pesca e aquicultura
	3	280	Produção florestal; pesca e aquicultura	1	Agropecuária, prod. florestal, pesca e aquicultura
II	4	580	Extração de carvão mineral e de minerais não-metálicos	2	Indústrias extrativas
	5	680	Extração de petróleo e gás, inclusive as atividades de apoio	2	Indústrias extrativas
	6	791	Extração de minério de ferro, inclusive beneficiamentos e a aglomeração	2	Indústrias extrativas
	7	792	Extração de minerais metálicos não-ferrosos, inclusive beneficiamentos	2	Indústrias extrativas
III	8	1091	Abate e produtos de carne, inclusive os produtos do laticínio e da pesca	3	Indústrias de transformação e construção
	9	1092	Fabricação e refino de açúcar	3	Indústrias de transformação e construção
	10	1093	Outros produtos alimentares	3	Indústrias de transformação e construção
	11	1100	Fabricação de bebidas	3	Indústrias de transformação e construção
	12	1200	Fabricação de produtos do fumo	3	Indústrias de transformação e construção
	13	1300	Fabricação de produtos têxteis	3	Indústrias de transformação e construção
	14	1400	Confecção de artefatos do vestuário e acessórios	3	Indústrias de transformação e construção
	15	1500	Fabricação de calçados e de artefatos de couro	3	Indústrias de transformação e construção
	16	1600	Fabricação de produtos da madeira	3	Indústrias de transformação e construção
	17	1700	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	3	Indústrias de transformação e construção
	18	1800	Impressão e reprodução de gravações	3	Indústrias de transformação e construção
	19	1991	Refino de petróleo e coquerias	3	Indústrias de transformação e construção
	20	1992	Fabricação de biocombustíveis	3	Indústrias de transformação e construção
	21	2091	Fabricação de químicos orgânicos e inorgânicos, resinas e elastômeros	3	Indústrias de transformação e construção
	22	2092	Fabricação de defensivos, desinfetantes, tintas e químicos diversos	3	Indústrias de transformação e construção
	23	2093	Fabricação de produtos de limpeza, cosméticos/perfumaria e higiene pessoal	3	Indústrias de transformação e construção
	24	2100	Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos	3	Indústrias de transformação e construção
	25	2200	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	3	Indústrias de transformação e construção
	26	2300	Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	3	Indústrias de transformação e construção
	27	2491	Produção de ferro-gusa/ferroligas, siderurgia e tubos de aço sem costura	3	Indústrias de transformação e construção
	28	2492	Metalurgia de metais não-ferrosos e a fundição de metais	3	Indústrias de transformação e construção
	29	2500	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	3	Indústrias de transformação e construção
	30	2600	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	3	Indústrias de transformação e construção
	31	2700	Fabricação de máquinas e equipamentos elétricos	3	Indústrias de transformação e construção
	32	2800	Fabricação de máquinas e equipamentos mecânicos	3	Indústrias de transformação e construção
	33	2991	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus, exceto peças	3	Indústrias de transformação e construção
	34	2992	Fabricação de peças e acessórios para veículos automotores	3	Indústrias de transformação e construção
	35	3000	Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	3	Indústrias de transformação e construção
	36	3180	Fabricação de móveis e de produtos de indústrias diversas	3	Indústrias de transformação e construção
	37	3300	Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	3	Indústrias de transformação e construção
IV	38	3500	Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	4	Energia elétrica, gás natural e outras utilidades
	39	3680	Água, esgoto e gestão de resíduos	5	Água, esgoto e gestão de resíduos
V	40	4180	Construção	3	Indústrias de transformação e construção
VI	41	4580	Comércio por atacado e a varejo, exceto veículos automotores	6	Demais atividades
VII	42	4900	Transporte terrestre	6	Demais atividades
	43	5000	Transporte aquaviário	6	Demais atividades
	44	5100	Transporte aéreo	6	Demais atividades
	45	5280	Armazenamento, atividades auxiliares dos transportes e correio	6	Demais atividades
VIII	46	5500	Alojamento	6	Demais atividades
	47	5600	Alimentação	6	Demais atividades
	48	5800	Edição e edição integrada à impressão	6	Demais atividades
	49	5980	Atividades de tv, rádio, cinema e gravação/edição de som e imagem	6	Demais atividades
	50	6100	Telecomunicações	6	Demais atividades
	51	6280	Desenvolvimento de sistemas e outros serviços de informação	6	Demais atividades
IX	52	6480	Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	6	Demais atividades
X	53	6800	Atividades imobiliárias	6	Demais atividades
	54	6980	Atividades jurídicas, contábeis, consultoria e sedes de empresas	6	Demais atividades
	55	7180	Serviços de arquitetura, engenharia, testes/análises técnicas e P & D	6	Demais atividades
	56	7380	Outras atividades profissionais, científicas e técnicas	6	Demais atividades
XI	57	7700	Aluguéis não-imobiliários e gestão de ativos de propriedade intelectual	6	Demais atividades
	58	7880	Outras atividades administrativas e serviços complementares	6	Demais atividades
	59	8000	Atividades de vigilância, segurança e investigação	6	Demais atividades
XII	60	8400	Administração pública, defesa e seguridade social	6	Demais atividades
	61	8591	Educação pública	6	Demais atividades
	62	8592	Educação privada	6	Demais atividades
	63	8691	Saúde pública	6	Demais atividades
	64	8692	Saúde privada	6	Demais atividades
	65	9080	Atividades artísticas, criativas e de espetáculos	6	Demais atividades
	66	9480	Organizações associativas e outros serviços pessoais	6	Demais atividades
	67	9700	Serviços domésticos	6	Demais atividades

Tabela A-2. Tabela de recursos e usos física desagregada para 12 grandes setores – 2015 (hm^3/ano).

Fluxos	Recursos e Usos / Setores	Atividades econômicas													Famílias	Total
		I	II	III		IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	Total das atividades econômicas		
				a	b												
Do meio ambiente	1. Retirada total	32.505	1.037	6.112	0	3.114.293	47.085	0	0	0	0	0	0	0	3.201.032	699	3.201.731
Dentro da economia	2. Uso de água proveniente de outras atividades econômicas	1.138	7	47	224	13	6.914	285	67	114	36	65	287	1.191	10.389	7.387	17.775
	3. Uso total da água (=1+2)	33.643	1.044	6.160	224	3.114.306	53.999	285	67	114	36	65	287	1.191	3.211.421	8.086	3.219.507
Dentro da economia	4. Suprimento para outras atividades econômicas	0	4	29	138	8	10.862	181	43	72	23	41	182	756	12.340	5.436	17.776
Para o meio ambiente	5. Retorno total	9.938	758	2.768	0	3.114.195	40.868	0	0	0	0	0	0	0	3.168.527	2.604	3.171.131
Para o meio ambiente	6. Total fornecido (=4+5)	9.939	762	2.797	138	3.114.203	51.730	181	43	72	23	41	182	756	3.180.867	8.040	3.188.907
	7. Consumo total (=3-6)	23.704	282	3.362	85	103	2.270	104	25	42	13	24	105	435	30.554	46	30.600

Nota: I Agropecuária; II Indústrias extrativas; III Indústria de transformação: a) agroindústria e b) indústria; IV Eletricidade e gás, água, esgoto e gestão de resíduos; V Construção; VI Comércio; VII Transporte, armazenamento e correio; VIII Informação e comunicação; IX Atividade financeira, de seguros e serviços relacionados; X Atividades imobiliárias; XI Outras atividades de serviços; XII Administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social.

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200022
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

A importância da qualidade institucional no desenvolvimento das regiões brasileiras*

Luciano Nakabashi†

Sumário

1. Introdução 465
2. Metodologia e dados 470
3. Resultados 475
4. Conclusões 490
Apêndice. Indicador de qualidade institucional 493

Palavras-chave
instituições, desenvolvimento econômico, produtividade

JEL Codes
043, 054, C26

Resumo • Abstract

The economic growth and development literature underlines that physical and human capital investments, and productivity are essential in this process. It has also been emphasized the importance of good institutions to foster factors of production accumulation and productivity. Considering this, the present study assesses the importance of institutional quality on the Brazilian regional development via instruments from de first Brazilian Census (1872) to control for reverse causality, measurement error, and omission of relevant variable. The empirical results support the importance of institutions on regional development, and that the main channel is through productivity.

1. Introdução

A área de desenvolvimento econômico é fascinante, pois o progresso econômico que ocorreu nos últimos dois séculos e meio é muito peculiar na história da humanidade, permitindo grande melhora no padrão de vida das pessoas, além de consideráveis alterações nas relações econômicas e sociais. O acesso aos bens e serviços e o padrão de consumo que os indivíduos de países desenvolvidos possuem atualmente seriam inimagináveis poucos séculos atrás.

*O autor gostaria de agradecer os comentários realizados por Dante Mendes Aldrighi, Carlos José Caetano Bacha, Márcio Bobik Braga, Eliezer Martins Diniz, David Dequech Filho, Lilian Roberta Matimoto Nakabashi e ao parecerista anônimo, sendo que tais comentários foram fundamentais para a versão atual do presente artigo. Gostaria de agradecer também ao Mário Marcos Sampaio Rodarte que disponibilizou os dados do Censo de 1872 e ao suporte financeiro da FAPESP com apoio aos projetos com processos de números 2012/21534-0 e 2015/16539-1.
O presente artigo faz parte da tese de livre-docência do autor defendida em Junho de 2017 na FEARP/USP.

†Professor Associado da Faculdade de Economia Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). Avenida dos Bandeirantes 3900, Monte Alegre, Ribeirao Preto, SP, CEP 14040-900, Brasil. 0000-0002-4937-5669

luciano.nakabashi@gmail.com

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

Recebido em 23 de abril de 2017
Aceitação final em 16 de julho de 2020

Existe consenso que a inovação tecnológica realizada de forma sistemática está no centro do processo de crescimento da renda e de desenvolvimento a partir da revolução industrial. No entanto, algumas regiões do globo não tiveram sucesso em termos econômicos, fazendo com que a diferença na capacidade de produção e, dessa forma, de consumo sejam muito distintas em diferentes países e, em certos casos, dentro de um mesmo país, estado ou município.

No Brasil, as disparidades de renda entre estados, em regiões do mesmo estado e mesmo entre famílias de um mesmo município são consideráveis. Por exemplo, Paes de Barros, Henriques, e Mendonça (2000), através de indicadores de distribuição de renda e pobreza mostram que apesar do país não ser de renda baixa, ele possui muitos pobres em decorrência de uma distribuição muito desigual da renda. Mesmo com a queda recente na desigualdade de renda, como registrado por Rocha (2012), o Brasil continua sendo um país com elevada desigualdade.

Tentar entender essas disparidades em nível macroeconômico é um dos principais objetivos dos pesquisadores dessa área de pesquisa e vários estudos apontam para qualidade institucional como um elemento crucial no processo de desenvolvimento econômico e distribuição de renda. De acordo com Mantzavinos, North, e Sharid (2004), as instituições são as regras do jogo que fornecem os mecanismos de incentivo aos agentes. O arcabouço institucional consiste em regras formais, como as leis e regulações, e em regras informais, estando mais relacionadas às normas e convenções sociais, sendo estas muito dependentes do processo de formação da cultura de um país ou região. Adicionalmente, a qualidade institucional depende do *enforcement* de cada uma dessas regras.

Alguns exemplos de estudos que apontam para a relevância da qualidade institucional no processo de desenvolvimento econômico entre países ou regiões são aqueles realizados por Rodríguez-Pose e Cataldo (2014), Madsen e Yan (2013), Rodríguez-Pose (2013), Pande e Udry (2006), Khan e Sokoloff (2005), Rodrik, Subramanian, e Trebbi (2004), Easterly e Levine (2003), Engerman e Sokoloff (2002), Acemoglu, Johnson, e Robinson (2001, 2002), e R. E. Hall e Jones (1999). De modo geral, esses estudos apontam que as instituições são endógenas e que a sua qualidade tende a se manter razoavelmente constante por longos períodos, de modo que é possível supor que os fatores relacionados às instituições iniciais são bons instrumentos para as instituições atuais.

Acemoglu et al. (2002) argumentam que mesmo as instituições extrativas que prejudicam o desenvolvimento, definidas como aquelas que concentram o poder nas mãos de uma pequena elite, reduzindo o investimento, as oportunidades para a industrialização e o crescimento econômico, apresentam tendência inercial. Tais instituições beneficiam a elite que detém o poder político e, portanto, há incentivos para que ela tente mantê-las inalteradas.

Duas das principais dificuldades neste tipo de estudo são: 1) problema da causalidade reversa visto que o arcabouço institucional tende a se aperfeiçoar com

o processo de desenvolvimento econômico em decorrência da maior quantidade de recursos disponíveis para investimentos em sua melhoria; e 2) mensuração da qualidade institucional, pois é difícil capturar as características relevantes dos mecanismos de incentivos existentes em um país ou região.

Neste estudo, a medida de instituições é o Indicador de Qualidade Institucional Municipal (IQIM) elaborado pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG) com base na Pesquisa de Informações Básicas Municipais de 1999 (IBGE). Ele é composto pela média simples de três subindicadores: 1) grau de participação; 2) capacidade financeira; e 3) capacidade gerencial.[1]

O grau de participação procura mensurar a participação da população na administração municipal através da existência de conselhos instalados, conselhos paritários, conselhos deliberativos e conselhos que administram fundos. Dessa forma, é uma medida de engajamento da população nas decisões do poder público municipal, capturando a preocupação dos cidadãos com os rumos do município. Em princípio, maior participação da população nas decisões públicas implica em maior regulação das ações dos agentes públicos. Enquanto o grau de participação está relacionado a aspectos culturais, o seu incremento tende a melhorar o grau de transparência e a *accountability* decorrentes das ações dos gestores públicos municipais. Sumanjeet (2015), por exemplo, argumenta que transparência nas ações do governo é a base para uma boa governança econômica, para elevação do nível de *accountability* e, dessa forma, para redução dos níveis de corrupção.

A capacidade financeira é composta 1) pelo número de consórcios intermunicipais, ou seja, a existência de parcerias entre os municípios para a realização de ações conjuntas no intuito, por exemplo, de melhorar os serviços públicos ofertados para a população; 2) pela relação entre a dívida do município e as suas receitas correntes líquidas das despesas de pessoal, o que reflete sua capacidade de quitação da dívida no tempo, ou seja, das condições de solvência; e 3) pela poupança real per capita, sendo relacionada às decisões de consumo presente em relação ao futuro. Os dois primeiros elementos do subíndice de capacidade financeira estão associados à qualidade das políticas públicas e ações dos agentes públicos municipais em termos da sustentabilidade das políticas públicas adotadas, ou seja, aos fundamentos econômicos em nível municipal, enquanto o terceiro está mais relacionado a aspectos culturais e de incentivos.

Por sua vez, a capacidade gerencial é elaborada a partir: 1) da atualidade da planta de valores para fins de IPTU; 2) do grau de adimplência em relação ao mesmo tributo; e 3) do número de instrumentos de gestão e de planejamento utilizados pelo poder municipal. Os instrumentos de gestão são a existência de: administração distrital ou regiões administrativas; subprefeitura; plano diretor; lei de parcelamento do solo; lei de zoneamento ou equivalente; código de obras. Os

[1] Os pesos de cada elemento que fazem parte dos subindicadores estão em anexo.

instrumentos de planejamento são existência de: plano de governo; plano estratégico; e lei orgânica. O grau de atualidade da planta de valores para fins do IPTU reflete o grau de organização do poder público municipal, enquanto o grau de adimplência depende do *enforcement* no pagamento do imposto. O número de instrumentos de gestão mostra a capacidade do município na realização de políticas públicas, além da preocupação em relação à qualidade dos serviços públicos, medidas que refletem organização e qualidade da gestão pública municipal.

De forma geral, o IQIM reflete a organização, sustentabilidade e qualidade das ações e políticas do setor público municipal, além de capturar alguns aspectos culturais que são potencialmente importantes no processo de desenvolvimento. Lisboa (2011), argumenta que, no caso brasileiro, entre as reformas adotadas no Brasil nos anos 1990–2000, aquelas realizadas no sentido de fornecer maior equilíbrio das contas públicas ajudaram a manter melhor trajetória de crescimento econômico. Adicionalmente, o IQIM se relaciona com pelo menos uma das duas partes do indicador que R. E. Hall e Jones (1999) denominam infraestrutura social, sendo este formado por: 1) variáveis que medem a qualidade do conjunto políticas governamentais; e 2) o arcabouço institucional de cada país.

Os aspectos culturais do IQIM também são relevantes, visto que o engajamento de uma parcela mais ampla da população nas decisões municipais tende a melhorar o acesso a serviços públicos que auxiliam no processo de desenvolvimento, além do nível de poupança ser essencial para os investimentos. Tabellini (2010) apresenta evidências do efeito causal de aspectos culturais no processo de desenvolvimento, com dados de 69 regiões que ficam localizadas em 8 países Europeus.

Pela composição do IQIM, a palavra instituições, no presente artigo, refere-se à qualidade das políticas e ações públicas adotadas no âmbito municipal, além de aspectos culturais que auxiliam no processo de desenvolvimento. Dessa forma, ele captura tanto aspectos formais quanto informais do arcabouço institucional dos municípios brasileiros.

Como instrumentos, utilizamos variáveis que estão relacionadas com a qualidade institucional no período do primeiro censo realizado no Brasil, em 1872, como as proporções de brancos, estrangeiros, analfabetos e de crianças na escola. Levando em conta a hipótese da inércia institucional, como enfatizado por Acemoglu e Robinson (2008), o presente estudo considera que as regiões com variáveis mais relacionadas com um melhor arcabouço institucional em 1872 (quatro variáveis citadas acima) são as mesmas que possuem melhores instituições atualmente, sendo que os resultados empíricos dão suporte a essa hipótese.

A hipótese de que a qualidade institucional afeta o processo de desenvolvimento econômico em associação com a hipótese de inércia institucional levam à conclusão de que as regiões que tinham variáveis relacionadas a melhores instituições no passado foram capazes de crescer mais ao longo do tempo e manter a qualidade de suas instituições até 2000. O presente estudo avalia essas duas hipóteses através da

verificação dos efeitos das instituições atuais no nível de desenvolvimento de cada região, e se as variáveis supostamente correlacionadas com as instituições do passado (instrumentos exógenos) estão relacionadas com a qualidade das instituições atuais.

A contribuição do presente estudo está na utilização de instrumentos que são exógenos, como será discutido posteriormente, sendo a primeira vez, de acordo com o conhecimento do autor, que se utiliza variáveis do primeiro censo realizado no Brasil para testar a hipótese de inércia institucional e para controlar o problema de causalidade reversa. Outra contribuição é analisar o efeito das instituições no desenvolvimento de duas grandes regiões brasileiras para verificar se a dinâmica entre ela é distinta em cada uma delas.

Os resultados do primeiro estágio apontam para a existência de inércia institucional nas regiões brasileiras, pois as variáveis do censo de 1872 supostamente relacionadas às instituições do passado possuem correlação com o indicador de qualidade das instituições correntes, com destaque para a proporção de brancos. Os resultados do segundo estágio indicam para a importância da qualidade institucional na acumulação dos fatores de produção e na produtividade. Por exemplo, nas estimações que utilizam todas as regiões brasileiras e com os testes de Sargan apontando para a validade dos instrumentos, uma melhora na qualidade institucional em 1% leva, em média, a um incremento no capital físico, humano e na produtividade de 4,1%, 1,7% e 3,0%, respectivamente. Sobre o produto por trabalho, o efeito é de um crescimento de 4,3%. Esses resultados estão em linha com aqueles encontrados por Niquito, Ribeiro, e Portugal (2018), Pereira e Nakabashi (2013), Nakabashi, Pereira, e Sachsida (2013), Naritomi, Soares, e Assunção (2012) e Pereira (2012).

Considerando os resultados de Eicher e Leukert (2009) e Lee e Kim (2009), a qualidade institucional é um determinante da renda que tem mais relevância em países em desenvolvimento quando se compara com países desenvolvidos. Os autores encontram que para países de baixa e média renda, as instituições são cruciais, enquanto para os países de renda alta, fatores como ensino superior e inovação tecnológica são mais efetivos. Os resultados encontrados no presente estudo estão de acordo com essas conclusões, visto que o Brasil é um país em desenvolvimento e onde a qualidade institucional parece ter papel fundamental no processo de desenvolvimento de suas regiões.

Além desta introdução e das conclusões, o artigo está dividido em mais duas seções. Na seguinte é apresentada a especificação, a metodologia e os dados utilizados na análise empírica. Na terceira seção estão os resultados da análise empírica que consiste em uma análise gráfica e em estimações econométricas pelos métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), sendo este empregado para controlar, sobretudo, o viés causado pela endogeneidade das instituições.

2. Metodologia e dados

No presente estudo, a preocupação está em mensurar os efeitos da qualidade institucional no processo de desenvolvimento, na acumulação de fatores de produção e produtividade. O método da contabilidade do desenvolvimento a partir da função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes de escala foi utilizado para calcular a produtividade:

$$Y_i = K_i^{\alpha}(A_i H_i)^{1-\alpha}, \tag{1}$$

onde Y_i, A_i, K_i e H_i representam, respectivamente, o nível de produto, a produtividade, os estoques de capital físico e capital humano da região *i*. Dividindo os dois lados da equação (1) por $L^{1-\alpha}Y^{\alpha}$, ela pode ser expressa em termos de produto por trabalho:

$$y_i = \left(\frac{K_i}{Y_i}\right)^{\alpha/(1-\alpha)} A_i h_i\,, \tag{2}$$

em que $y_i \equiv Y_i/L_i$; $k_i \equiv K_i/L_i$; $h_i \equiv H_i/L_i$. Isolando o termo que captura o nível de produtividade na equação (2), temos a seguinte equação:

$$A_i = \frac{y_i}{\kappa_i^{\alpha/(1-\alpha)} h_i}\,, \tag{3}$$

em que $\kappa_i = K_i/Y_i$. A equação (3) serve de base para o cálculo da PTF, a medida de produtividade utilizada no presente estudo. R. E. Hall e Jones (1999) sugerem que é preferível trabalhar com a razão capital-produto, pois se há um aumento exógeno na produtividade, a razão capital-trabalho irá crescer ao longo do tempo, até que se atinja o novo estado estacionário. Desse modo, ao utilizar esta razão no cálculo da PTF, parte dos aumentos de produtividade seria erroneamente atribuída à acumulação de capital físico por trabalho.

Seguindo R. E. Hall e Jones (1999), a equação (1) também serve para se pensar na relação entre as variáveis utilizadas na análise empírica. Dividindo ambos os lados pelo fator trabalho, a equação (1) pode ser expressa como

$$y_i = k_i^{\alpha}(h_i A_i)^{1-\alpha}. \tag{4}$$

Utilizando o operador do logaritmo natural em ambos os lados da equação (4), temos a seguinte equação:

$$\ln y_i = \alpha \ln k_i + (1-\alpha)\ln h_i + (1-\alpha)\ln A_i\,. \tag{5}$$

A equação (5) relaciona o produto por trabalho com os fatores de produção por trabalho e a produtividade. Os últimos são as "causas imediatas do crescimento". Não há como promover o crescimento da renda por trabalho sem acumulação dos fatores de produção e/ou aumento da produtividade. A qualidade institucional é um

elemento que ajuda a entender as razões pelas quais países e regiões diferem nos níveis de fatores de produção e produtividade, ou seja, o arcabouço institucional afeta o o desenvolvimento por meio destes (variáveis do lado direito da equação (5)):

$$\alpha \ln k_i = \eta_1 + \lambda_1 \ln IQIM_i + \varepsilon_{1,i} \tag{6}$$

$$(1-\alpha) \ln h_i = \eta_2 + \lambda_2 \ln IQIM_i + \varepsilon_{2,i} \tag{7}$$

$$(1-\alpha) \ln A_i = \eta_3 + \lambda_3 \ln IQIM + \varepsilon_{3,i}\,. \tag{8}$$

As três últimas equações também podem ser expressas como

$$\ln k_i = \theta_1 + \tau_1 \ln IQIM_i + \varphi\varepsilon_{1,i} \tag{9}$$

$$\ln h_i = \theta_2 + \tau_2 \ln IQIM_i + \varphi_2\varepsilon_{2,i} \tag{10}$$

$$\ln A_i = \theta_3 + \lambda\tau_3 \ln IQIM_i + \varphi_3\varepsilon_{3,i}\,, \tag{11}$$

onde $\theta_1 = \eta_1/\alpha$, $\tau_1 = \lambda_1/\alpha$, $\varphi_1 = 1/\alpha$, $\theta_2 = \eta_2/(1-\alpha)$, $\theta_3 = \eta_3/(1-\alpha)$, $\tau_2 = \lambda_2/(1-\alpha)$, $\tau_3 = \lambda_3/(1-\alpha)$ e $\varphi_2 = \varphi_3 = 1/(1-\alpha)$.

Essa relação entre qualidade institucional, fatores de produção e produtividade encontram suporte em diversos estudos empíricos, como em R. E. Hall e Jones (1999) e Madsen e Yan (2013). Rodríguez-Pose e Cataldo (2014) encontram resultados sugerindo que melhores instituições foram importantes para promover a inovação nas regiões da União Europeia, além de Khan e Sokoloff (2005) que destacaram a importância do desenvolvimento institucional na promoção da revolução tecnológica e industrial nos Estados Unidos via direitos de propriedades. J. C. Hall, Sobel, e Crowley (2010) argumentam que parte do capital físico é utilizada de forma ineficiente quando as instituições são fracas. Nestas regiões, esse fator de produção é alocado em maior proporção em atividades de *rent-seeking* e em outras não produtivas.

Substituindo as equações (6), (7) e (8) em (5), temos que

$$\ln y_i = \eta_4 + \lambda_4 \ln IQIM_i + \varepsilon_{4,i}\,, \tag{12}$$

onde $\eta_4 = \eta_1 + \eta_2 + \eta_3$, $\lambda_4 = \lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3$, $\varepsilon_{4,i} = \varepsilon_{1,i} + \varepsilon_{2,i} + \varepsilon_{3,i}$.

As equações (9), (10), (11) e (12) servem de base para as estimações econométricas cujos resultados são apresentados na seção 4. Os dados utilizados são referentes ao censo de 1872 e 2000. O censo de 1872, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), registrou quase 10 milhões de habitantes distribuídos em 21 províncias. As províncias se subdividiam em 643 municípios que, por sua vez, se subdividiam em 1.440 paróquias, as unidades mínimas de informação. A coleta de dados foi realizada em nível paroquial. Para o censo de 2000 foram contabilizados 5.507 municípios, divididos em vinte e seis estados brasileiros mais o Distrito Federal.

Precisamos colocar os municípios em áreas que podem ser comparadas geograficamente em diferentes períodos, sendo estas conhecidas como Áreas Mínimas Comparáveis (AMC). Esse trabalho foi realizado por Reis e Alvarenga (2007). O total de AMCs, quando se comparam os dados de 1872 e 2000, é de 432. No entanto, parte dos dados não estava disponível para todas elas, de modo que restaram 421 AMCs para a realização da análise empírica. Para os dados dos censos não disponíveis nesse nível de agregação (em AMC), foram realizados cálculos das médias ponderadas pela população de cada município pertencente à mesma AMC.

Para mensurar a qualidade das instituições, foi empregado o Índice de Qualidade Institucional Municipal (IQIM) elaborado pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão em 2005, com base na Pesquisa de Informações Básicas Municipais de 1999 (IBGE). Há um problema de mensuração em uma variável tão complexa como a qualidade institucional, além da possível causalidade reversa, de forma que devemos recorrer ao método de variáveis instrumentais. Dessa forma, devemos encontrar instrumentos que contenham os seguintes requisitos: (i) sejam exógenos, ou seja, não correlacionados com o termo de erro; (ii) estejam fortemente correlacionados com a qualidade das instituições atuais; e (iii) não tenham efeito direto sobre a variável explicada.

Para o índice de qualidade institucional (IQIM), foram utilizados os seguintes instrumentos nas regressões do primeiro estágio: 1) proporção de brancos, sendo que esta variável reflete o processo migratório em períodos anteriores, sobretudo de pessoas provenientes da Europa; 2) proporção de estrangeiros não africanos; 3) proporção de analfabetos; e 4) proporção de pessoas entre 6 e 15 anos matriculadas na escola. Todas elas têm como base o censo do IBGE de 1872.

De acordo como Engerman e Sokoloff (2002), as regiões com maiores proporções de imigrantes europeus nas Américas foram aquelas que desenvolveram instituições mais inclusivas para atender uma parcela mais ampla da população, sendo que estas seriam favoráveis ao crescimento econômico, sobretudo a partir da Revolução Industrial. Adicionalmente, Acemoglu et al. (2001) e R. E. Hall e Jones (1999) argumentam que ocorreram tentativas de implantação de instituições semelhantes aos países de origem, sendo que a Europa Ocidental era a região do globo com melhores instituições nos séculos XVIII e XIX (Acemoglu et al., 2002). Dessa forma, para tentar capturar essa relação entre proporção de imigrantes europeus e qualidade institucional, foram empregados como instrumentos as proporções de brancos e imigrantes não africanos em 1872.

Engerman e Sokoloff (2002) destacam ainda que uma característica crucial de instituições mais inclusivas era o grau de acesso às escolas públicas, o que acabou fomentando o posterior processo de desenvolvimento nos Estados Unidos e Canadá. Portanto, as proporções de analfabetos e de crianças na escola servem para mensurar em que grau as instituições brasileiras eram inclusivas no passado, em suas diferentes regiões.

O PIB por trabalho mede o nível de desenvolvimento de cada AMC. O PIB municipal de 2000 tem como fonte o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), assim como a população ocupada. O capital humano foi mensurado por duas *proxies* distintas: 1) o estoque de capital humano por trabalho elaborado pelo IPEA (h_1); e 2) a média de anos de estudo da população acima de 25 anos (Censo 2000 – IBGE) transformada de acordo com a equação minceriana (h_2):

$$h = e^{\phi\mu}, \tag{13}$$

onde ϕ é o retorno salarial de cada ano adicional de escolaridade e μ é a média dos anos de escolaridade da população acima de 25 anos. O retorno da escolaridade foi estipulado em 15%, em linha com estimativas de diversos estudos para a economia brasileira próximas a 2000 como Resende e Wyllie (2006), Sachsida, Loureiro, e Mendonça (2004) e Loureiro e Carneiro (2001).

A variável que mede o nível de capital humano municipal do IPEA foi construída a partir do valor esperado dos rendimentos anuais trazidos a valor presente a partir de uma taxa de desconto de 10% ao ano. Os rendimentos esperados estão associados à escolaridade e experiência (idade) da população em idade ativa (15 a 65 anos). O estoque de capital humano de cada AMC foi dividido pela população economicamente ativa para se ter uma medida de capital humano por trabalho. Como incluímos duas *proxies* de capital humano na análise, a PTF foi calculada com cada uma delas, ou seja, temos duas medidas de PTF.

Muitas variáveis consideradas em análises interestaduais e entre países não estão disponibilizadas de forma desagregada por município. Portanto, adotou-se como *proxy* para o capital físico o estoque de capital residencial urbano per capita que tem como fonte o IBGE. A hipótese subjacente para que ela seja uma boa *proxy* para mensurar o estoque de capital físico é que, no longo prazo, o capital residencial é uma parte constante do capital total, sendo a hipótese razoável devido ao processo de arbitragem nos diferentes setores da economia.

Na Tabela 1, encontram-se as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise empírica. Nela é possível notar a grande disparidade de renda existente nas regiões brasileiras pelos valores máximo e mínimo e, sobretudo, pelo elevado desvio-padrão em relação ao seu valor médio (valores na última coluna). Interessante notar, nos dados da última coluna da Tabela 1, a elevada dispersão dos indicadores de produtividade, o que sugere a sua importância no diferencial de renda entre as regiões brasileiras, estando de acordo com os resultados de Figueiredo e Nakabashi (2016). Dentre as causas imediatas do desenvolvimento, a dispersão relativa é menor para o capital humano.

Em relação aos instrumentos, há boa amplitude na proporção de brancos, indo de 8% a 97% da população das AMCs. O mesmo ocorre para os demais instrumentos, mas em menor intensidade. Apesar da média baixa da proporção de estrangeiros em 1872, à sua variância relativa é bem elevada.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise empírica.

Variável	Nº Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão /Média
IQIM	421	3,088	0,481	2,000	4,480	0,156
Y	421	12,260	11,322	2,470	91,730	0,923
K	421	11,756	6,565	2,250	39,930	0,558
h_1	421	61,426	10,654	39,640	98,120	0,173
h_2	421	2,012	0,453	1,280	3,540	0,225
k/y	421	1,145	0,371	0,140	2,400	0,324
PTF_1	421	0,232	0,456	0,040	4,990	1,961
PTF_2	421	7,011	14,353	1,250	172,88	2,047
branco1872	421	0,458	0,185	0,080	0,970	0,403
estrang1872	421	0,018	0,046	0,000	0,500	2,550
alnalfab1872	421	0,173	0,099	0,020	0,830	0,572
escola1872	421	0,149	0,107	0,000	0,760	0,720

Nota: IQIM é o indicador que mede a qualidade institucional de cada AMC, *y* é o PIB por trabalho, *k* é a *proxy* para capital físico por trabalho, h_1 e h_2 são as medidas de capital humano, PTF_1 e PTF_2 são as medidas de produtividade. As proporções de brancos, estrangeiros, analfabetos e de crianças na escola, todas em 1872, são representadas por *branco1872*, *estrang1872*, *alnalfab1872* e *escola1872*, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos do IBGE, IPEA e MPOG.

As equações de (9) a (12) servem de base para as estimações econométricas. Devido aos problemas de causalidade reversa, erros de medida e omissão de variáveis relevantes que levam ao viés dos estimadores devido à correlação do termo de erro com os regressores, é preciso utilizar algum método que contorne os mesmos. Pelo fato dos instrumentos históricos estarem disponíveis somente em um momento no tempo, é mais adequado trabalhar com dados de corte.

Nesse caso, o MQ2E é um método indicado desde que instrumentos válidos e relevantes estejam disponíveis. Ele consiste em estimar a medida de qualidade institucional contra os instrumentos e demais variáveis exógenas para, a partir dos valores previstos da variável endógena (*IQIM* no presente caso), que agora depende apenas de variáveis exógenas, estimar seus efeitos sobre o regressando (produto por trabalho, fatores de produção e produtividade). As equações (14) e (15) representam as especificações do primeiro e do segundo estágio, respectivamente:

$$IQIM_i = \omega_0 + Z_i'\Omega + X_i'\Gamma + \mu_i \tag{14}$$

$$V_i = \theta_1 \widehat{IQIM}_i + X_i'B + \varepsilon_i\,, \tag{15}$$

em que Z_i representa o conjunto de instrumentos exógenos para a qualidade institucional; X_i é um conjunto de variáveis exógenas; V_i as variáveis em que se deseja medir a influência das instituições; μ_i e ε_i representam os termos de erro aleatórios; Ω, Γ, B vetores de parâmetros; e θ_1 o parâmetro que captura o efeito da qualidade institucional na variável de interesse (V_i).

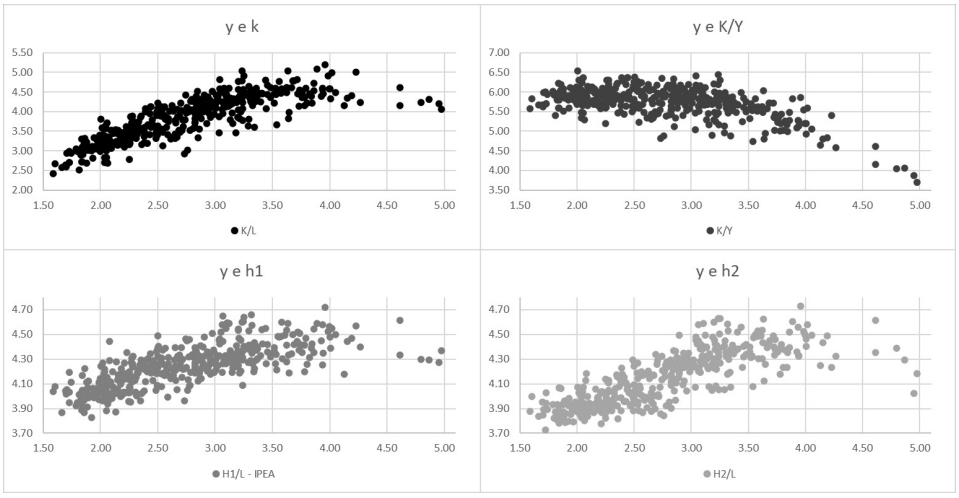
3. Resultados

3.1 Resultados preliminares

Na Figura 1 estão as relações entre o produto por trabalho (eixo horizontal) com os níveis de capital físico e humano por trabalho, além da relação capital-produto nas 421 AMCs que relacionam os dados entre 1872 e 2000 (todas no eixo vertical), sendo todas as variáveis para 2000. Nela, notamos relações positivas entre o produto por trabalho com os capitais físico e humano, independentemente da medida de capital humano. As seis AMCs com maiores níveis de PIB por trabalho parecem não ter a mesma relação entre as variáveis comparando com as demais AMCs.

Interessante notar a associação negativa entre o PIB por trabalho e a razão capital-produto apresentada no diagrama do lado superior direito da Figura 1, apesar do mesmo padrão não ocorrer quando se utilizada a razão capital-trabalho (parte superior esquerda da figura). Figueiredo e Nakabashi (2016), com dados para os estados brasileiros, mostram que isso decorre de um crescimento baseado na acumulação de capital nos estados de menor renda por trabalho entre 1970 e 2000, levando a uma razão capital-produto mais elevada em alguns estados de menor renda. De acordo com a Figura 1, padrão semelhante parece ter ocorrido nas AMCs brasileiras.

Na Figura 2, encontram-se as relações entre o produto (eixo horizontal) e as duas medidas de PTF (eixo vertical), sendo calculadas de acordo com cada tipo de capital humano (h_1 e h_2). Notamos uma associação positiva entre as duas



Nota: Produto por trabalho no eixo horizontal e demais variáveis no eixo vertical.
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e IPEA.

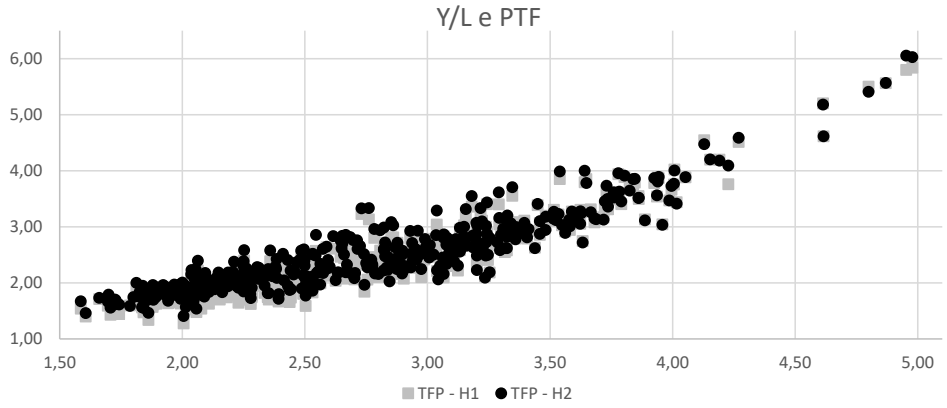
Figura 1. Diagramas de dispersão: produto por trabalho em relação aos níveis de capital físico e humano por trabalho nas AMCs: 2000 (variáveis em ln).

variáveis, ou seja, quanto maior o nível da PTF, mais desenvolvida é a AMC. Essa associação parece ser mais forte do que aquelas entre o produto e os fatores de produção apresentadas na Figura 1, indicando a maior importância da PTF no grau de desenvolvimento regional, o que está em linha com outros estudos realizados para o caso brasileiro como, por exemplo, Ferreira, Ellery, e Gomes (2008) e Gomes, Pessôa, e Veloso (2003) para o Brasil, além de Figueiredo e Nakabashi (2016) para os estados brasileiros.

Na Figura 3, encontram-se os diagramas de dispersão entre o IQIM (eixo horizontal) e as seguintes variáveis: 1) PIB por trabalho; 2) capital físico por trabalho; e 3) as duas medidas de capital humano por trabalho. Essas são relações importantes no presente estudo visto que relacionam a medida de qualidade institucional com o nível de desenvolvimento (medido pelo nível de renda por trabalho) e com os fatores de produção.

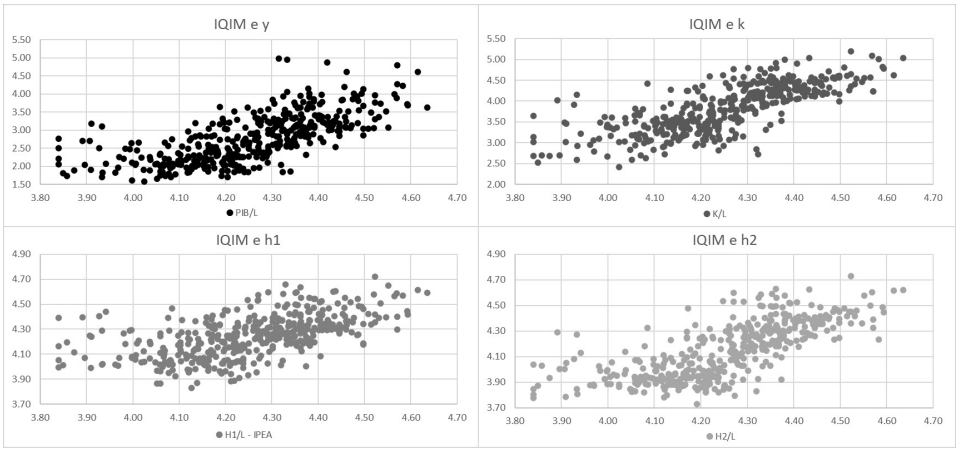
Essa relação captura o que foi ressaltado na introdução sobre a hipótese de que as regiões que mais se desenvolveram foram aquelas que obtiveram sucesso na criação e fomento de boas instituições. O diagrama de dispersão na parte superior esquerda da Figura 3 mostra a existência de uma associação positiva entre a variável que mede a qualidade institucional e o PIB por trabalho das AMCs em 2000. Adicionalmente, parte dessa relação decorre da importância da qualidade institucional na acumulação de fatores de produção, como pode ser observado nos demais diagramas de dispersão apresentados na Figura 3.

Na Figura 4 é apresentado o diagrama de dispersão entre o IQIM e as duas medidas de PTF. A relação é positiva, mas não tão forte quanto entre o indicador institucional e a renda por trabalho. De qualquer forma, como a qualidade institucional está relacionada ao produto por trabalho, esta associação decorre, pelo menos



Nota: Produto por trabalho no eixo horizontal e as duas medidas de PTF no eixo vertical.
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e IPEA.

Figura 2. Diagrama de dispersão: PIB por trabalho e PTF (variáveis em ln).

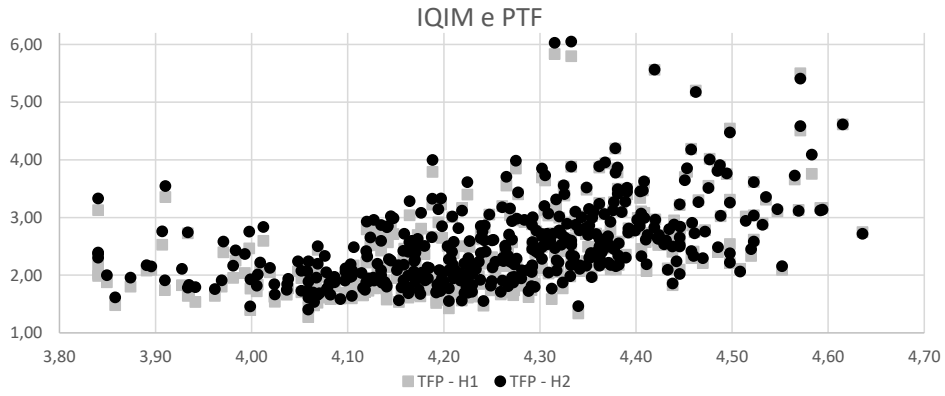


Nota: IQIM no eixo horizontal e as demais variáveis no eixo vertical.
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE, IPEA e do MPOG.

Figura 3. Diagrama de dispersão entre o IQIM e as seguintes variáveis: PIB por trabalho, capital físico por trabalho e as duas medidas de capital humano (variáveis em ln).

em parte, da relação do IQIM com os fatores de produção e a produtividade, como argumentado anteriormente.

Os coeficientes de correlação das variáveis expostas nos diagramas de dispersão estão na Tabela 2. Nela, nota-se a forte correlação do produto por trabalho com as demais variáveis, exceto com a razão capital-produto. Destaca-se a forte correlação de *y* com as medidas de produtividade. O IQIM também segue padrão semelhante, mas seus coeficientes de correlação são menores, além dos maiores valores serem



Nota: IQIM no eixo horizontal e as demais variáveis no eixo vertical.
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE, IPEA e do MPOG.

Figura 4. Diagrama de dispersão: IQIM e PTF.

com k e h_2 e não com as medidas de produtividade. As correlações entre o capital físico e as medidas de capital humano também são elevadas.

Na Tabela 3 estão os resultados dos efeitos do indicador de qualidade institucional e dos fatores de produção sobre o PIB por trabalho, além da influência do IQIM nos fatores de produção e na produtividade. Esses resultados são das estimativas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e servem de comparação com os resultados apresentados posteriormente.

Nos resultados da referida tabela, percebemos a importância de todos os regressores na determinação do PIB por trabalho. Todas as variáveis possuem efeitos positivos e significativos sobre o regressando. Como elas estão em logaritmo natural, podemos interpretar os coeficientes como elasticidades. Dessa forma, de acordo com os resultados da primeira coluna, pode-se dizer que uma elevação de 10% na quantidade de capital humano por trabalho tem um efeito positivo de 6,4% na renda por trabalho, enquanto a mesma variação no estoque de capital físico por trabalho leva ao crescimento da renda em 8,0%. Com h_2 (segunda coluna), a influência do capital humano é maior, de 8,4%, enquanto a do capital físico é de 6,7%.

Com a introdução do indicador de qualidade institucional, com os resultados apresentados nas Colunas (3) e (4), ocorre uma redução do coeficiente estimado de h_2, enquanto o de h_1 aumenta, tornando muito semelhante a influência dessas duas medidas de capital humano na renda. Parte desse efeito se deve à maior correlação do IQIM com h_2. O coeficiente estimado do capital físico também sofre retração com a inclusão do IQIM como regressor. Como a produtividade não entra como regressor, o efeito da qualidade institucional sobre o regressando ocorre, sobretudo, via PTF.

Nas demais colunas, as estimativas mostram a importância do IQIM na acumulação de fatores de produção e na produtividade. Em todos os casos, os coeficientes são positivos e estatisticamente diferentes de zero ao nível de 1%, com os maiores impactos ocorrendo na acumulação de capital físico e na PTF.

Tabela 2. Coeficientes de correlação entre as variáveis utilizadas no presente estudo.

	y	*IQIM*	*k*	*k/y*	h_1	h_2	PTF_1	PTF_2
Y	1,00							
IQIM	0,70	1,00						
K	0,83	0,76	1,00					
k/y	-0,57	-0,14	-0,01	1,00				
h_1	0,73	0,57	0,81	-0,11	1,00			
h_2	0,80	0,73	0,91	-0,10	0,87	1,00		
PTF_1	0,93	0,55	0,57	-0,82	0,47	0,56	1,00	
PTF_2	0,90	0,49	0,51	-0,86	0,47	0,49	0,99	1,00

Nota: IQIM é o indicador que mede a qualidade institucional de cada AMC, *y* é o PIB por trabalho, *k* é a *proxy* para capital físico por trabalho, h_1 e h_2 são as medidas de capital humano, PTF_1 e PTF_2 são as medidas de produtividade.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE, IPEA e do MPOG.

Tabela 3. Resultados estimados pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

MQO – Desvio-Padrão Robusto									
	Variável Dependente								
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**	**(5)**	**(6)**	**(7)**	**(8)**	**(9)**
	lny	**lny**	**lny**	**lny**	**lnk**	**lnh_1**	**lnh_2**	**PTF_1**	**PTF_2**
lnIQIM			0,817	0,615	2,767	0,616	1,019	2,544	2,190
(Desvio Padrão)			(0,197)***	(0,191)***	(0,119)***	(0,046)***	(0,047)***	(0,215)***	(0,215)***
lnh_1	0,645		0,757						
(Desvio Padrão)	(0,168)***		(0,165)***						
lnh_2		0,839		0,730					
(Desvio Padrão)		(0,2314)***		(0,2249)***					
lnk	0,805	0,671	0,608	0,581					
(Desvio Padrão)	(0,047)***	(0,084)***	(0,060)***	(0,087)***					
Constante	-3,062	-3,289	-6,259	-5,108	-7,939	1,621	-0,190	-8,401	-6,806
(Desvio Padrão)	(0,572)***	(0,662)***	(0,975)***	(0,909)***	(0,514)***	(0,200)***	(0,201)	(0,910)***	(0,911)***
R^2 ajustado	0,6920	0,6963	0,7068	0,7043	0,5764	0,3217	0,5359	0,2976	0,2371
R^2	0,6934	0,6977	0,7089	0,7064	0,5774	0,3233	0,5370	0,2993	0,2390
F	624,84	624,00	435,30	447,72	534,89	174,69	470,89	139,26	103,12
(Valor P)	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***
N	421	421	421	421	421	421	421	421	421

Notas: y é o PIB por trabalho; *k* é a *proxy* para capital físico por trabalho; h_1 e h_2 são as medidas de capital humano, PTF_1 e PTF_2 são as medidas de produtividade. Desvios-padrão estão em parênteses, abaixo dos valores dos coeficientes estimados; *F* é o teste para testar a significância conjunta dos regressores; *N* é o número de observações.
*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos do IBGE.

Como a questão da causalidade reversa é um ponto crítico nas estimativas via MQO, visto que o indicador de qualidade institucional provavelmente sofre desse problema, como argumentado anteriormente, as tabelas 4 e 5 trazem os resultados das estimativas pelo método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), com os instrumentos proporções de branco, de estrangeiros, de analfabetos e de crianças na escola, com todos para 1872. De fato, os testes de Wooldridge (Woold), que verifica a endogeneidade da variável que está sendo instrumentalizada em estimativas com desvio-padrão robusto, aponta que o indicador de qualidade institucional deve ser tratado como endógena (hipótese nula é que o regressor é exógeno).

Nas tabelas 4 e 5, a análise é sobre a influência do IQIM na renda, nos fatores de produção e na produtividade, com duas estimativas para cada regressando. A diferença é o conjunto de instrumentos, com o primeiro formado pelas proporções de bancos e estrangeiros em 1872, e o segundo por estas duas mais a proporção de analfabetos e de crianças na escola, no mesmo ano. Nos resultados do primeiro estágio, nota-se que as proporções de brancos e de estrangeiros em 1872 estão positivamente relacionadas com a qualidade institucional de 1999, dando suporte ao argumento de que regiões com maiores proporções de estrangeiros de origem europeia foram capazes de estabelecer instituições iniciais de melhor qualidade, sendo que parte do diferencial se mantém atualmente devido à sua inércia (Rajan, 2007; Engerman & Sokoloff, 2002; Acemoglu et al., 2001; R. E. Hall & Jones, 1999).

O coeficiente estimado da proporção de analfabetos é negativo e significativo, como seria de se esperar, indicando a existência de relações históricas entre o capital

Tabela 4. Resultados estimados do 2º Estágio pelo método MQ2E.

1º Estágio – Desvio Padrão Robusto			*2º Estágio – Desvio Padrão Robusto*				
Variável Dependente			Variável Dependente				
	lnIQIM	lnIQIM		lny	lny	lnk	lnk
Instrumento	(1)	(2)	*Regressor*	(1)	(2)	(3)	(4)
lnbranco1872	0,100	0,101	*lnIQIM*	4,278	4,099	4,136	3,959
(Padrão)	(0,017)***	(0,017)***	*(Desvio Padrão)*	(0,296)***	(0,295)***	(0,260)***	(0,256)***
lnestrang1872	0,029	0,031	*Constante*	-15,439	-14,677	-13,762	-13,01
(Desvio Padrão)	(0,004)***	(0,004)***	*(Desvio Padrão)*	(1,261)***	(1,260)***	(1,106)***	(1,092)***
lnalnalfab1872		-0,043	*Obs,*	421	421	421	421
(Desvio Padrão)		(0,014)***	R^2	0,3946	0,4191	0,4363	0,4704
lnescola1872		0,0164	*Wald* [c]	208,97	192,32	253,81	238,69
(Desvio Padrão)		(0,011)	*(Valor P)*	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***
Constante	3,720	3,824	*Woold* [d]	29,382	22,329	53,537	41,176
(Desvio Padrão)	(0,065)***	(0,083)***	*(Valor P)*	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***
R^2	0,2838	0,2991	*Sargan* [e]	2,030	16,258	0,310	13,463
Adj. R^2	0,2804	0,2924	*(Valor P)*	(0,1542)	(0,0010)***	(0,5775)	(0,0037)***
F	82,82	44,38	*Anderson-Rubin* [f]	86,42	45,12	120,86	61,18
(Valor P)	(0,0000)***	(0,0000)***	*(Valor P)*	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***
Cragg-Donald [a]	82,82	44,38	*Stock-Wright* [g]	123,15	127,39	154,25	155,93
(Critical Value 10%)	(19,93)	(10,27)	*(Valor P)*	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***
ACC LR [b]	140,52	149,61					
(Valor P)	(0,0000)***	(0,0000)***					

Notas: y é o PIB por trabalho; *k* é a *proxy* para capital físico por trabalho. **a**: valores críticos de Stock and Yogo para a estatística F de Cragg-Donald. Uma rejeição da hipótese nula indica que os instrumentos não são fracamente identificados. **b**: o teste de correlação canônica de Anderson verifica se a equação é identificada. Uma rejeição de H_0 indica que o modelo é identificado. **c:** teste de Wald para verificar a significância conjunta dos regressores no segundo estágio. **d**: teste de Woodridge para endogeneidade para regressão com erros robustos. Uma rejeição de H_0 indica que a variável instrumentalizada deve ser tratada, de fato, como endógena. **e**: o teste de Sargan verifica a qualidade dos instrumentos. Uma rejeição de H_0 indica que os instrumentos não são adequados. **f** e **g**: testes de Anderson–Rubin e de Stock–Wright para verificar se os coeficientes dos regressores endógenos da equação estrutural são conjuntamente iguais a zero (H_0).
*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

humano e a qualidade institucional. Apesar do coeficiente positivo da proporção de crianças na escola, ele não é significativo. Percebe-se, ainda, a importância dos instrumentos pelos valores dos testes F e pelos coeficientes de determinação. Dessa forma, se esses instrumentos são correlacionados com a qualidade institucional de 1872, os resultados apontam para um processo relevante de inércia institucional em quase 130 anos. Esse resultado deve ser ressaltado, pois são poucos os estudos empíricos que mostram evidências dessa inércia, ainda mais para o caso brasileiro.

Nos resultados do segundo estágio, apresentados na Tabela 4, nota-se o importante impacto da qualidade institucional no produto por trabalho e no estoque de capital físico por trabalho. Comparando com os resultados apresentados na Coluna 5 da Tabela 3, o viés causado pela utilização do método MQO para mensurar o impacto das instituições no capital físico é negativo, indicando que erros de medida e/ou variáveis omitidas possuem força maior do que o da endogeneidade nesse viés (R. E. Hall & Jones, 1999). Adicionalmente, os resultados indicam que as estimativas dos coeficientes e dos seus desvio-padrões não dependem do conjunto de instrumentos utilizados no primeiro estágio.

Tabela 5. Resultados estimados do 2º Estágio pelo método MQ2E.

Variável Instrumental: 2ºEstágio – Desvio Padrão Robusto								
	Variável Dependente							
	lnh1 (1)	lnh1 (2)	lnh2 (3)	lnh2 (4)	lnPTF1 (5)	lnPTF1 (6)	lnPTF2 (7)	lnPTF2 (8)
lnIQIM	0,995	0,913	1,695	1,620	3,46	3,360	2,840	2,728
(Desvio Padrão)	(0,089)***	(0,086)***	(0,113)***	(0,109)***	(0,323)***	(0,326)***	(0,318)***	(0,321)***
Constante	0,009	0,357	-3,067	-2,746	-12,316	-11,872	-9,572	-9,096
(Desvio Padrão)	(0,381)	(0,369)	(0,482)***	(0,466)***	(1,372)***	(1,386)***	(1,351)***	(1,364)***
N	421	421	421	421	421	421	421	421
R²	0,2012	0,2482	0,3007	0,3505	0,2601	0,2685	0,2179	0,2245
Wald χ^2	123,94	111,53	224,34	219,87	115,01	106,05	79,70	72,22
(Valor P)	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***
Woold	31,245	21,402	85,884	76,604	10,010	8,1262	4,745	3,418
(Valor P)	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0017)***	(0,0046)***	(0,0299)**	(0,0652)*
Sargan χ^2 [a]	3,166	30,226	0,355	16,302	3,013	9,262	4,085	11,159
(Valor P)	(0,0752)*	(0,0000)***	(0,5514)	(0,0010)***	(0,0826)*	(0,0260)**	(0,0433)**	(0,0109)**
Anderson-Rubin [b]	67,91	37,77	152,73	78,72	40,63	21,63	28,94	15,74
(Valor P)	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***
Stock-Wright [c]	103,25	112,15	177,76	181,37	68,53	72,50	51,20	55,34
(Valor P)	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***

Notas: h_1 e h_2 são as medidas de capital humano, PTF_1 e PTF_2 são as medidas de produtividade. **a**: o teste de Sargan verifica a qualidade dos instrumentos. Uma rejeição de H_0 indica que os instrumentos não são adequados. **b** e **c**: testes de Anderson–Rubin e de Stock–Wright para verificar se os coeficientes dos regressores endógenos da equação estrutural são conjuntamente iguais a zero (H_0).
*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Para verificar se os instrumentos são adequados, vários testes foram utilizados e são apresentados na parte inferior da Tabela 4. O teste de Sargan (Sargan) é um teste de restrição de identificação e ele verifica a qualidade dos instrumentos, ou seja, se eles não estão correlacionados com os resíduos do segundo estágio. A hipótese nula atesta a validade dos instrumentos. O teste de correlação de canônica de Anderson (ACC LR) verifica se a equação é identificada, isto é, se os instrumentos excluídos do segundo estágio são relevantes (correlacionados com os regressores endógenos). A rejeição de H_0 indica a existência de correlação com os regressores endógenos.

Para testar a presença de instrumentos fracos, os valores críticos de Stock e Yogo (SY) para a estatística F de Cragg–Donald são apresentados. A rejeição de H_0 indica que os instrumentos não são fracamente identificados. As estatísticas de Anderson–Rubin e de Stock–Wright servem para verificar se os coeficientes dos regressores endógenos na equação estrutural são conjuntamente iguais a zero (hipótese nula), e se as restrições de identificação são válidas, o que é equivalente a estimar a forma reduzida das equações e verificar se os coeficientes dos instrumentos excluídos são conjuntamente iguais a zero. Esses testes são uma forma de avaliar a relevância dos instrumentos.

Na Tabela 4, os resultados dos testes de Sargan indicam que os instrumentos são válidos somente quando o conjunto de instrumentos é formado pelas proporções de brancos e de estrangeiros. Os demais testes indicam que os instrumentos são relevantes e que não são fracos em todos os casos. Portanto, os testes indicam que os

instrumentos proporções de brancos e estrangeiros são válidos e que os resultados são confiáveis somente quando estes são utilizados no primeiro estágio.

Nos resultados apresentados na Tabela 5, analisamos o alcance da qualidade institucional no nível de capital humano por trabalho e na produtividade. Pelo fato de serem utilizadas duas *proxies* para o capital humano, há duas medidas de produtividade. Em relação aos dois tipos de capital, o efeito institucional é maior no estoque de capital físico do que na determinação do capital humano, mas os efeitos são positivos e significativos nos dois casos, com magnitudes relevantes. A qualidade institucional também incentiva a produtividade. Melhores instituições afetam de forma positiva a alocação de recursos produtivos como decorrência da melhor qualidade do setor público municipal, o que ajuda a entender esse resultado. Aprofundar a análise para entender melhor os canais que ligam essas duas variáveis é importante agenda de pesquisa. O menor efeito do IQIM na PTF_2 é decorrente de sua maior influência em h_2 (ver equações de (9) a (12)).

A utilização dos diferentes conjuntos de instrumentos praticamente não altera as estimativas dos coeficientes e sua significância. No entanto, de forma geral, os testes de Sargan indicam que é mais adequando utilizar apenas os instrumentos proporções de brancos e de estrangeiros em 1872. Mesmo nesse caso, os testes de Sargan indicam que os instrumentos não são adequados quando o regressando é a PTF_2, com dúvidas em relação a PTF_1 e h_1 (rejeita H_0 a 10%, mas não a 5%). Os demais testes indicam que os instrumentos são relevantes.

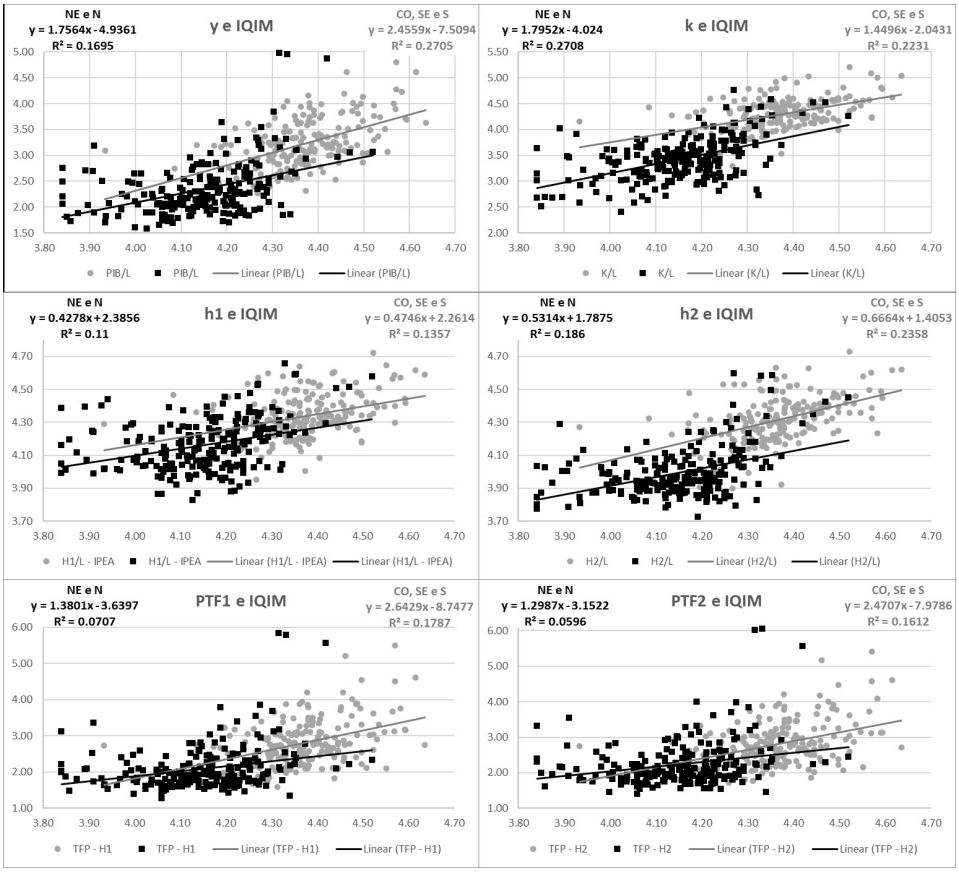
Em suma, de acordo com os resultados apresentados acima, percebe-se a importância dos fatores de produção na determinação do PIB por trabalho. Os resultados mostram forte correlação entre o capital humano, capital físico e o nível de desenvolvimento nas regiões brasileiras. Adicionalmente, as regiões com maiores IQIM foram aquelas com elevados níveis capital humano e físico, além de maior produtividade. Em outras palavras, regiões com melhores instituições tendem a estimular investimentos em capital físico e humano, além da maior eficiência na utilização dos recursos produtivos. Esses resultados estão de acordo com o modelo desenvolvido por Dias e Tebaldi (2012), onde uma melhora institucional propicia condições para acumulação de capital humano, melhoras na produtividade e no produto da economia. Os autores vão além, enfatizando o papel do capital humano como promotor da produtividade e do produto por trabalho.

Na próxima seção é realizada uma análise separando amostra de acordo com as duas regiões brasileiras para verificar se a dinâmica é a mesma ou se difere em cada uma delas, além de servir para testar a robustez dos resultados. Em uma das amostras, as AMCs são aquelas pertencentes às regiões Norte e Nordeste, enquanto na outra, elas se referem àquelas das regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste.

3.2 Análise dos efeitos intistucionais por região

A Figura 5 ilustra a relação do indicador de qualidade institucional com as demais variáveis, ou seja, o produto por trabalho, os estoques de capital físico e humano por trabalho e a produtividade. Os dados das regiões Nordeste e Norte (NEN) estão em preto, enquanto aqueles das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul (COSES) estão em cinza.

Em todos os casos, as relações do IQIM (eixo horizontal) com as demais variáveis (eixo vertical) são positivas, independente dos indicadores de capital humano, da produtividade e das regiões do país. O indicador institucional parece ter influência maior no produto por trabalho das AMCs situadas mais ao sul, o que parece ser decorrente de sua maior associação com a produtividade em comparação com as AMCs situadas mais ao norte.



Nota: Elaboração própria a partir de dados do IBGE.
Fonte: IQIM no eixo horizontal e as demais variáveis no eixo vertical.

Figura 5. Relação entre IQIM, PIB por trabalho, capital físico, capital humano e PTF nas AMCs das regiões brasileiras.

A relação das instituições com os estoques de capital humano e físico por trabalho não parece ter dinâmica distinta entre as regiões. Interessante notar a diferença nos diagramas de dispersão de acordo com as regiões, com os valores das variáveis das AMCs nas regiões NEN mais concentrados no canto inferior esquerdo, enquanto das demais AMCs, a concentração ocorre no canto oposto, indicando diferenças no nível de desenvolvimento das distintas regiões do país.

Na Tabela 6 estão os resultados das estimativas por MQO nas regiões NEN. Nela, percebemos a relação entre fatores de produção e o IQIM na determinação do produto por trabalho, além do efeito da qualidade institucional em ambos os tipos de capital e na produtividade. Os resultados da primeira, segunda, terceira e quarta colunas mostram relevância similar dos estoques de capital humano e físico (a magnitude depende da *proxy* de capital humano) na determinação da renda por trabalho, enquanto a influência da qualidade institucional é não significativa.

No entanto, o indicador de qualidade institucional é relevante na acumulação dos dois fatores de produção e na produtividade das AMCs localizadas mais ao norte do país. Desse modo, mesmo que o IQIM não tenha um efeito direto sobre o produto, ele o afeta de forma indireta. As instituições parecem impactar mais o capital físico por trabalho e a produtividade, o que está em linha com os resultados encontrados com todas as AMCs.

Na Tabela 7 estão os resultados para as mesmas especificações da tabela anterior. A diferença é que a amostra utilizada para as estimações é composta pelas AMCs

Tabela 6. Resultados estimados pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

MQO – Desvio-Padrão Robusto – NE e NO									
	Variável Dependente								
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**	**(5)**	**(6)**	**(7)**	**(8)**	**(9)**
	lny	**lny**	**lny**	**lny**	**lnk**	**lnh_1**	**lnh_2**	**PTF_1**	**PTF_2**
lnIQIM			0,314	0,208	1,795	0,428	0,530	1,381	1,300
(Desvio Padrão)			(0,232)	(0,237)	(0,241)***	(0,097)***	(0,097)***	(0,467)***	(0,472)***
lnh_1	0,771		0,799						
(Desvio Padrão)	(0,194)***		(0,187)***						
lnh_2		0,509		0,495					
(Desvio Padrão)		(0,247)**		(0,248)**					
lnk	0,665	0,741	0,610	0,714					
(Desvio Padrão)	(0,112)***	(0,113)***	(0,099)***	(0,105)***					
Constante	-3,133	-2,219	-4,368	-2,932	-4,025	2,384	1,793	-3,644	-3,158
(Desvio Padrão)	(0,580)***	(0,758)***	(1,058)***	(1,160)***	(0,998)***	(0,403)***	(0,402)***	(1,917)*	(1,939)*
R^2	0,5293	0,5141	0,5333	0,5158	0,2707	0,1103	0,1854	0,0707	0,0596
R^2 ajustado	0,5251	0,5097	0,5269	0,5092	0,2674	0,1063	0,1816	0,0665	0,0554
F	96,26	67,91	68,96	53,81	55,59	19,40	29,49	8,76	7,60
Prob > F	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0034)***	(0,0063)***
N	222	222	222	222	222	222	222	222	222

Notas: y é o PIB por trabalho; *k* é a *proxy* para capital físico por trabalho; h_1 e h_2 são as medidas de capital humano; PTF_1 e PTF_2 são as medidas de produtividade. Desvios-padrão estão em parênteses, abaixo dos valores dos coeficientes estimados. F é o teste para testar a significância conjunta dos regressores. *N* é o número de observações.
*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos do IBGE.

do COSES. As maiores alterações estão nos resultados apresentados nas colunas (3) e (4), onde os efeitos da qualidade institucional se tornam mais importantes do que os dos fatores de produção, o que está em linha com os diagramas de dispersão na Figura 5. Além disso, notamos melhora no coeficiente de determinação com a inclusão do IQIM, o que não ocorre nos resultados da Tabela 6.

Nos resultados das colunas (3) e (4), da Tabela 7, o efeito da qualidade institucional no produto por trabalho é semelhante ao dos dois fatores de produção somados, sendo um indicativo do seu relevante efeito via produtividade, visto que ela não foi controlada nestas estimativas. Nas colunas (5), (6) e (7), os resultados se assemelham com os da Tabela 6 (nas mesmas colunas), enquanto os resultados apresentados nas colunas (8) e (9) são distintos, pois o impacto do IQIM na produtividade é praticamente o dobro daquele encontrado nas regiões mais ao norte do país, o que está de acordo com os diagramas de dispersão apresentados na Figura 5.

As tabelas Tabela 8 e Tabela 9 trazem os resultados das estimativas pelo método MQ2E para as AMCs do NEN. Na Tabela 8 estão as estimativas do primeiro estágio, além daquelas em que o produto e o capital físico entram como regressando no segundo estágio. Considerando as estimativas do primeiro estágio, percebe-se que apenas a proporção de estrangeiros é significativa, o que sugere que os instrumentos não são tão relevantes quando se consideram apenas essas AMCs. Os coeficientes de determinação do primeiro estágio indicam exatamente isso (comparar com os

Tabela 7. Resultados estimados pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

	MQO – Desvio-Padrão Robusto – CE, SE e S								
	Variável Dependente								
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**	**(5)**	**(6)**	**(7)**	**(8)**	**(9)**
	lny	**lny**	**lny**	**lny**	**lnk**	**lnh_1**	**lnh_2**	**PTF_1**	**PTF_2**
lnIQIM			1,384	1,202	1,442	0,473	0,667	2,645	2,478
(Desvio Padrão)			(0,367)***	(0,349)***	(0,234)***	(0,095)***	(0,102)***	(0,502)***	(0,495)***
lnh_1	0,770		0,795						
(Desvio Padrão)	(0,377)**		(0,360)**						
lnh_2		1,415		1,147					
(Desvio Padrão)		(0,468)***		(0,404)***					
lnk	0,703	0,421	0,481	0,338					
(Desvio Padrão)	(0,136)***	(0,205)**	(0,149)***	(0,182)*					
Constante	-3,132	-4,695	-8,339	-8,432	-2,009	2,267	1,403	-8,758	-8,010
(Desvio Padrão)	(1,167)***	(1,238)***	(1,850)***	(1,686)***	(1,027)**	(0,415)***	(0,451)***	(2,184)***	(2,153)***
R^2	0,4057	0,4364	0,4728	0,4853	0,2224	0,1349	0,2361	0,1799	0,1629
R^2 ajustado	0,3996	0,4306	0,4647	0,4774	0,2184	0,1305	0,2322	0,1757	0,1587
F	91,61	92,99	63,87	63,78	38,00	24,94	42,24	27,71	24,99
Prob > F	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***
N	199	199	199	199	199	199	199	199	199

Notas: y é o PIB por trabalho; *k* é a *proxy* para capital físico por trabalho; h_1 e h_2 são as medidas de capital humano; PTF_1 e PTF_2 são as medidas de produtividade. Desvios-padrão estão em parênteses, abaixo dos valores dos coeficientes estimados. F é o teste para testar a significância conjunta dos regressores. *N* é o número de observações.
*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos do IBGE.

resultados da Tabela 4), assim como os valores críticos de Stock Yogo. Os demais testes indicam que os instrumentos são relevantes, pelo menos ao nível de 10%. Os testes de Sargan apontam que eles são adequados nas estimações que utilizam apenas as proporções de brancos e de estrangeiros em 1872. De qualquer forma, ocorre perceptível redução nas correlações dos instrumentos com o indicador de qualidade institucional, o que reduz a confiança nos resultados.

Considerando os resultados onde os testes de Sargan indicam que os instrumentos são válidos (colunas (1) e (3)), notamos que as instituições são relevantes na determinação do produto e capital físico ao nível de 5%. No caso dos efeitos em *y*, eles são ainda maiores do que nos resultados apresentados na Tabela 4. No entanto, devido ao elevado desvio-padrão, não há diferença estatística entre as estimativas de ponto dos seus coeficientes.

Nos resultados da Tabela 9, percebemos que a qualidade institucional afeta positivamente os níveis de capital humano, mas os coeficientes possuem maior significância quando somente os instrumentos proporção de brancos e de estrangeiros em 1872 são empregados no primeiro estágio. Os testes de Sargan indicam que apenas nesses casos os instrumentos são válidos. Considerando apenas as colunas (1) e

Tabela 8. Regressões com variáveis instrumentais – primeiro estágio e segundo estágio para *y* e *k* para as AMCs das regiões Nordeste e Norte.

1º Estágio – Desvio Padrão Robusto			2º Estágio – Desvio Padrão Robusto - NE e N				
Variável Dependente			Variável Dependente				
	lnIQIM			lny		lnk	
Instrumento	**(1)**	**(2)**	**Regressor**	**(1)**	**(2)**	**(3)**	**(4)**
lnbranco1872	0,003	0,005	***lnIQIM***	6,324	2,879	3,920	1,860
(Desvio Padrão)	(0,018)	(0,018)	***(Desvio Padrão)***	(2,665)**	(1,704)*	(1,687)**	(1,180)
lnestrang1872	0,014	0,017	***Constante***	-23,906	-9,599	-12,850	-4,295
(Desvio Padrão)	(0,006)**	(0,006)***	***(Desvio Padrão)***	(11,066)**	(7,074)	(7,005)*	(4,898)
lnalnalfab1872		-0,017	***Obs,***	222	222	222	222
(Desvio Padrão)		(0,017)	***R²***	-	0,0988	-	0,2704
lnescola1872		-0,005	***Wald*** [c]	5,63	2,86	5,40	2,48
(Desvio Padrão)		(0,013)	***(Valor P)***	(0,0176)**	(0,0911)*	(0,0201)**	(0,1150)
Constante	4,089	4,167	***Woold*** [d]	9,021	0,562	2,506	0,003
(Desvio Padrão)	(0,074)***	(0,092)***	***(Valor P)***	(0,0030)***	(0,4544)	(0,1148)	(0,9531)
R²	0,0279	0,0360	***Sargan*** [e]	0,63	22,09	0,02	13,46
Adj. R²	0,0190	0,0183	***(Valor P)***	(0,4286)	(0,0001)***	(0,8866)	(0,0037)***
F	2,81	1,88	***Anderson-Rubin*** [f]	15,89	26,35	8,31	12,85
(Valor P)	(0,0626)*	(0,1144)	***(Valor P)***	(0,0004)***	(0,0000)***	(0,0157)**	(0,0120)**
Cragg-Donald [a]	3,14	2,03	***Stock-Wright*** [g]	14,83	23,56	8,01	12,15
(Critical Value 10%)	(19,93)	(10,27)	***(Valor P)***	(0,0006)***	(0,0001)***	(0,0182)**	(0,0163)**
ACC LR [b]	6,274	8,145					
(Valor P)	(0,0434)**	(0,0864)*					

Notas: y é o PIB por trabalho e *k* é a *proxy* para capital físico por trabalho. **a**: valores críticos de Stock and Yogo para a estatística F de Cragg–Donald. Uma rejeição de H_0 indica que os instrumentos não são fracamente identificados. **b**: o teste de correlação canônica de Anderson verifica se a equação é identificada. Uma rejeição de H_0 indica que o modelo é identificado. **c**: teste de Wald para verificar a significância conjunta dos regressores no segundo estágio. **d**: teste de Woodridge para endogeneidade para regressão com erros robustos. Uma rejeição de H_0 indica que a variável instrumentalizada deve ser tratada, de fato, como endógena. **e**: o teste de Sargan verifica a qualidade dos instrumentos. Uma rejeição de H_0 indica que os instrumentos não são adequados. **f** e **g**: testes de Anderson–Rubin e de Stock–Wright para verificar se os coeficientes dos regressores endógenos da equação estrutural são conjuntamente iguais a zero (H_0).
*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Tabela 9. Regressões com variáveis instrumentais - segundo estágio para h_1, h_2, PTF_1 e PTF_2 para as AMCs das regiões Nordeste e Norte.

Variável Instrumental: 2ºEstágio – Desvio Padrão Robusto – NE e N								
	Variável Dependente							
	llnh$_1$		**lnnh$_2$**		**lnPTF$_1$**		**lnPTF$_2$**	
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**	**(5)**	**(6)**	**(7)**	**(8)**
lnIQIM	2,037	0,796	2,464	1,286	6,013	2,811	5,708	2,391
(Desvio Padrão)	(0,907)**	(0,518)	(0,974)***	(0,545)**	(2,887)**	(2,054)	(2,903)**	(2,086)
Constante	-4,300	0,856	-6,239	-1,349	-22,883	-9,582	-21,465	-7,690
(Desvio Padrão)	(3,769)	(2,151)	(4,044)	(2,265)***	(11,980)*	(8,520)	(12,046)*	(8,655)
N	222	222	222	222	222	222	222	222
R²	-	0,0288	-	-	-	-	-	0,0176
Wald χ^2	5,04	2,36	6,40	5,56	4,34	1,87	3,87	1,31
(Valor P)	(0,0247)***	(0,1242)	(0,0114)***	(0,0184)**	(0,0373)**	(0,1711)	(0,0493)**	(0,2517)
Woold [d]	9,775	0,717	13,261	3,370	7,274	0,606	6,066	0,335
(Valor P)	(0,0020)***	(0,3979)	(0,0003)***	(0,0677)*	(0,0075)***	(0,4371)	(0,0146)**	(0,5632)
Sargan χ^2 [a]	0,002	27,10	0,01	21,79	1,32	13,45	1,48	14,09
(Valor P)	(0,9641)	(0,0000)***	(0,9156)	(0,0001)***	(0,2496)	(0,0038)***	(0,2235)	(0,0028)***
Anderson-Rubin χ^2 [b]	16,63	33,85	27,95	41,16	11,11	17,08	9,95	16,62
(Valor P)	(0,0002)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0039)***	(0,0019)***	(0,0069)***	(0,0023)***
Stock-Wright χ^2 [c]	15,47	29,37	24,82	34,72	10,58	15,86	9,52	15,46
(Valor P)	(0,0004)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0050)***	(0,0032)***	(0,0086)***	(0,0038)***

Notas: h_1 e h_2 são as medidas de capital humano, PTF_1 e PTF_2 são as medidas de produtividade. **a**: o teste de Sargan verifica a qualidade dos instrumentos. Uma rejeição de H_0 indica que os instrumentos não são adequados. **b** e **c**: testes de Anderson–Rubin e de Stock–Wright para verificar se os coeficientes dos regressores endógenos da equação estrutural são conjuntamente iguais a zero (H_0).
*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

(3) da Tabela 9, percebemos relevante efeito da qualidade institucional no capital humano. Para cada 1% de melhora na qualidade das instituições, o aumento médio no capital humano é de 2% ou 2,5%, dependendo da *proxy* empregada.

Os valores críticos de Stock e Yogo (SY) para a estatística F Cragg–Donald apontam que os instrumentos são fracos. Por outro lado, os testes de correlação de canônica de Anderson (ACC LR) e as estatísticas de Anderson–Rubin e de Stock–Wright apontam para a relevância dos instrumentos. De qualquer forma, é evidente que os instrumentos são mais fracos quando se consideram apenas as AMCs do NEN, recomendando maior cautela na interpretação dos resultados.

As tabelas 10 e 11 reproduzem os resultados das duas tabelas anteriores. A diferença é que as AMCs pertencem aos municípios situados mais ao sul do país. Nos resultados do primeiro estágio (Tabela 10), os valores críticos de Stock Yogo aumentam um pouco em relação àqueles apresentados na Tabela 8, mas continuam apontando que os instrumentos são fracos. Por outro lado, os testes de correlação canônica de Anderson (ACC LR) indicam que os instrumentos são relevantes, assim como os testes de Wald, Anderson–Rubin e de Stock–Wright em todas as estimações dessas duas tabelas, exceto para a PTF_2quando os quatro instrumentos exógenos são utilizados no primeiro estágio.

O fato da proporção de brancos e de analfabetos serem significativos e com o sinal esperado quando se consideram todas as AMCs nas estimações, mas perderem

Tabela 10. Regressões com variáveis instrumentais, no primeiro estágio para as AMCs das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

1º Estágio – Desvio Padrão Robusto			*2º Estágio – Desvio Padrão Robusto - CO, SE e S*				
Variável Dependente			**Variável Dependente**				
	lnIQIM			***lny***		***lnk***	
Instrumento	***(1)***	***(2)***	***Regressor***	***(1)***	***(2)***	***(3)***	***(4)***
lnbranco1872	0,013	0,013	***lnIQIM***	5,558	5,044	4,667	4,071
(Desvio Padrão)	(0,029)	(0,029)	*(Desvio Padrão)*	(1,182)***	(1,037)***	(0,929)***	(0,812)***
lnestrang1872	0,015	0,017	***Constante***	-21,06	-18,82	-16,10	-13,49
(Desvio Padrão)	(0,004)***	(0,005)***	*(Desvio Padrão)*	(5,15)***	(4,52)***	(4,05)***	(3,54)***
lnalnalfab1872		-0,020	***Obs,***	199	199	199	199
(Desvio Padrão)		(0,016)	***R²***	-	-	-	-
lnescola1872		0,005	***Wald*** [c]	22,09	23,68	25,24	25,15
(Desvio Padrão)		(0,012)	*(Valor P)*	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***
Constante	4,236	4,289	***Woold*** [d]	9,658	7,609	16,657	11,344
(Desvio Padrão)	(0,120)***	(0,137)***	*(Valor P)*	(0,0022)***	(0,0064)***	(0,0001)***	(0,0009)***
R²	0,0716	0,0783	***Sargan*** [e]	0,626	3,016	1,999	7,865
Adj. R²	0,0621	0,0593	*(Valor P)*	(0,4288)	(0,3891)	(0,1574)	(0,0489)**
F	8,60	5,11	***Anderson-Rubin*** [f]	22,94	23,47	45,42	49,39
(Valor P)	(0,0003)***	(0,0006)***	*(Valor P)*	(0,0000)***	(0,0001)***	(0,0000)***	(0,0000)***
Cragg-Donald [a]	7,56	4,12	***Stock-Wright*** [g]	20,57	20,99	36,98	39,57
(Critical Value 10%)	(19,93)	(10,27)	*(Valor P)*	(0,0000)***	(0,0003)***	(0,0000)***	(0,0000)***
ACC LR [b]	14,78	16,23					
(Valor P)	(0,0006)***	(0,0027)***					

Notas: y é o PIB por trabalho e *k* é a *proxy* para capital físico por trabalho. **a**: valores críticos de Stock and Yogo para a estatística F de Cragg–Donald. Uma rejeição de H_0 indica que os instrumentos não são fracamente identificados. **b**: o teste de correlação canônica de Anderson verifica se a equação é identificada. Uma rejeição de H_0 indica que o modelo é identificado. **c:** teste de Wald para verificar a significância conjunta dos regressores no segundo estágio. **d**: teste de Woodridge para endogeneidade para regressão com erros robustos. Uma rejeição de H_0 indica que a variável instrumentalizada deve ser tratada como endógena. **e**: o teste de Sargan verifica a qualidade dos instrumentos. Uma rejeição de H_0 indica que os instrumentos não são adequados. **f** e **g**: testes de Anderson–Rubin e de Stock–Wright para verificar se os coeficientes dos regressores endógenos da equação estrutural são conjuntamente iguais a zero (H_0).
*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

significância quando as duas regiões são consideradas isoladamente, mostra que a diferença nas variáveis entre as duas regiões, em 1872, é crucial. Em outras palavras, a diferença dos instrumentos está presente muito mais entre as AMCs das duas regiões do que nas AMCs dentro de cada uma delas, assim como as diferenças de renda, fatores de produção e produtividade.

Os resultados da Tabela 10 sugerem que o IQIM possui influência relevante no produto das AMCs do COSES, sendo que uma melhora de 1% em sua qualidade provoca um incremento na variável dependente entre 5% e 5,5%, dependendo do conjunto de instrumentos. Considerando o capital físico, a mesma mudança na qualidade institucional levaria a um incremento de 4,6%. A influência da qualidade institucional no produto e capital físico entre as duas regiões (NEN e COSES) quase não se altera, de acordo com as estimativas de ponto. Adicionalmente, pelos desvios-padrão, não se rejeita a hipótese nula de que os coeficientes estimados são os mesmos, o que não era o caso nas estimativas via MQO (tabelas 6 e 7).

Tabela 11. Resultados estimados do 2º Estágio pelo método MQ2E- Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

Variável Instrumental: 2ºEstágio – Desvio Padrão Robusto – CO, SE e S								
	Variável Dependente							
	lnh1	***lnh1***	***lnh2***	***lnh2***	***lnPTF1***	***lnPTF1***	***lnPTF2***	***lnPTF2***
	(1)	***(2)***	***(3)***	***(4)***	***(5)***	***(6)***	***(7)***	***(8)***
lnIQIM	1,619	1,299	2,292	2,038	4,592	4,447	3,971	3,762
(Desvio Padrão)	(0,364)***	(0,288)***	(0,512)***	(0,430)**	(1,381)***	(1,264)***	(1,358)***	(1,246)***
Constante	-2,73	-1,34	-5,69	-4,59	-17,26	-16,63	-14,53	-13,62
(Desvio Padrão)	(1,591)*	(1,257)	(2,238)***	(1,879)**	(6,024)***	(5,515)***	(5,928)**	(5,437)**
N	199	199	199	199	199	199	199	199
R²	-	-	-	-	0,0825	0,0964	0,1038	0,1192
Wald χ^2	19,72	20,31	20,00	22,45	11,06	12,37	8,54	9,11
(Valor P)	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0009)***	(0,0004)***	(0,0035)***	(0,0025)***
Woold [d]	14,664	8,497	28,331	23,446	2,229	2,319	1,198	1,062
(Valor P)	(0,0002)***	(0,0040)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,1371)	(0,1294)	(0,2750)	(0,3038)
Sargan χ^2 [a]	0,111	8,352	1,591	5,666	0,151	0,331	0,005	0,253
(Valor P)	(0,7391)	(0,0393)**	(0,2072)	(0,1290)	(0,6976)	(0,9541)	(0,9419)	(0,9686)
And.-Rubin χ^2 [b]	25,58	30,55	55,17	57,14	8,19	8,58	6,15	6,27
(Valor P)	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0167)**	(0,0724)*	(0,0461)**	(0,1799)
Stock-Wright χ^2 [c]	22,66	26,49	43,19	44,40	7,86	8,23	5,97	6,08
(Valor P)	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0000)***	(0,0196)**	(0,0836)*	(0,0506)**	(0,1934)

Notas: h_1 e h_2 são as medidas de capital humano, PTF_1 e PTF_2 são as medidas de produtividade. **a**: o teste de Sargan verifica a qualidade dos instrumentos. Uma rejeição de H_0 indica que os instrumentos não são adequados. **b** e **c**: testes de Anderson–Rubin e de Stock–Wright para verificar se os coeficientes dos regressores endógenos da equação estrutural são conjuntamente iguais a zero (H_0).
*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Os resultados apresentados na Tabela 11 também dão suporte à hipótese da importância da qualidade institucional no processo de acumulação de capital humano e na produtividade das regiões situadas mais ao sul do país. Em todos os casos, os coeficientes estimados do IQIM são positivos e significativos ao nível de 1%. Adicionalmente, os efeitos são consideráveis, sendo que uma melhoria de 1% na qualidade institucional eleva o capital humano entre 1,6% e 2,3%, considerando apenas os resultados com os instrumentos válidos. Sobre a produtividade, o incremento vai de 4,0% a 4,6%.

Considerando os resultados apresentados nas últimas quatro tabelas e apenas com o conjunto válido de instrumentos, de acordo com os testes de Sargan, notamos que não é possível rejeitar a hipótese de que os efeitos da qualidade institucionais são distintos entre as duas regiões brasileiras analisadas, pelo menos nas estimativas pelo método MQ2E. No entanto, é preciso ter cuidado ao afirmar que a dinâmica não é distinta, pois os instrumentos perdem bastante relevância quando as estimativas são realizadas de forma separada para cada uma das regiões.

Os diagramas de dispersão na Figura 5 e os resultados por MQO sugerem que a dinâmica entre elas pode ser distinta, sendo importante realizar análises mais detalhadas para verificar se existe ou não uma diferença de acordo com a região brasileira. Adicionalmente, o fato dos valores das variáveis utilizadas como

instrumentos e das demais variáveis consideradas na análise empírica (produto por trabalho, fatores de produção e produtividade) serem distintos entre as duas regiões sugere ser mais confiável os resultados com todas as AMCs brasileiras.

4. Conclusões

No presente estudo, fizemos um esforço para verificar a hipótese da inércia institucional, assim como da importância do arcabouço institucional no processo de desenvolvimento econômico, na acumulação de fatores de produção e na produtividade em diferentes regiões do país. Instrumentos que, em princípio, deveriam ser correlacionados com as instituições do passado são importantes na sua qualidade presente, como mostram os resultados do primeiro estágio, sugerindo um relevante processo inercial que tende a manter a desigualdade regional em longos períodos. É importante ressaltar que entre 1872 e 2000 ocorreram imigrações massivas da Europa para algumas regiões brasileiras, sobretudo para aquelas mais ao sul do país. Provavelmente, este processo migratório alterou as instituições vigentes nas regiões brasileiras e, mesmo assim, os dados dão suporte à hipótese de inércia institucional.

Os resultados do segundo estágio sugerem que a qualidade institucional é importante tanto na acumulação dos fatores de produção quanto na produtividade e, dessa forma, no nível de desenvolvimento. Por exemplo, nas estimações que utilizam todas as regiões brasileiras disponíveis e com os testes de Sargan apontando para a validade dos instrumentos, uma melhora na qualidade institucional em 1% leva, em média, a um incremento nos capitais físico e humano, na produtividade e no produto por trabalho em 4,1%, 1,7%, 3,0% e 4,3%, respectivamente. Desse modo, podemos concluir que os fatores de produção, produtividade e o nível de renda das regiões brasileiras dependem, pelo menos parcialmente, da qualidade de suas instituições. Em outras palavras, as áreas mínimas comparáveis localizadas mais ao ul e sudeste do país, com maiores proporções de imigrantes estrangeiros (excluindo os de origem africana) e com maior participação de brancos na população total foram as regiões que desenvolveram melhores instituições e, dessa forma, alcançaram maior desenvolvimento econômico.

Os efeitos entre as duas regiões consideradas não parecem ser distintos, de acordo com os resultados apresentados. Por outro lado, eles indicam que a influência das instituições sobre o capital humano e produtividade é mais elevada nas estimativas que consideram as AMCs das duas regiões separadamente (tabelas 9 e 11) em relação aos resultados que as consideram conjuntamente (Tabela 5). No entanto, devido à possibilidade de os instrumentos serem fracos nas estimativas realizadas separadamente para as duas regiões, os resultados apresentados nas tabelas 4 e 5 são mais confiáveis e deveriam ser considerados na análise dos efeitos da qualidade institucional no desenvolvimento das regiões brasileiras.

Referências bibliográficas

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American Economic Review*, *91*(5), 1369–1401. http://dx.doi.org/10.1257/aer.91.5.1369

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2002). Reversal of fortune: Geography and institutions in the making of the modern world income distribution. *Quarterly Journal of Economics*, *117*(4), 1231–1294. http://dx.doi.org/10.1162/003355302320935025

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2008). Persistence of power, elites and institutions. *American Economic Review*, *98*(1), 267–293. http://dx.doi.org/10.1257/aer.98.1.267

Dias, J., & Tebaldi, E. (2012). Institutions, human capital, and growth: The institutional mechanism. *Structural Change and Economic Dynamics*, *23*(3), 300–312. http://dx.doi.org/10.1016/j.strueco.2012.04.003

Easterly, W., & Levine, R. (2003). Tropics, germs, and crops: How endowments influence economic development. *Journal of Monetary Economics*, *50*(1), 3–39. http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00200-3

Eicher, T. S., & Leukert, A. (2009). Institutions and economic performance: Endogeneity and parameter heterogeneity. *Journal of Money, Credit and Banking*, *41*(1), 197–219. http://dx.doi.org/10.1111/j.1538-4616.2008.00193.x

Engerman, S. L., & Sokoloff, K. L. (2002). Factor endowments, inequality, and paths of development among. *Economía*, *3*(1), 41–88.

Ferreira, P. C., Ellery, R., Jr., & Gomes, V. (2008). Produtividade agregada brasileira (1970–2000): Declínio robusto e fraca recuperação. *Estudos Econômicos*, *38*(1), 31–53. http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612008000100002

Figueiredo, L. d., & Nakabashi, L. (2016). The relative importance of total factor productivity and factors of production in income per worker: Evidence from the Brazilian states. *EconomiA*, *17*(2), 157–195. http://dx.doi.org/10.1016/j.econ.2016.03.005

Gomes, V., Pessôa, S. d. A., & Veloso, F. A. (2003). Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: Uma análise comparativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *33*(3), 389–434. http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3377/1/PPE_v33_n03_Evolucao.pdf

Hall, J. C., Sobel, R. S., & Crowley, J. R. (2010). Institutions, capital, and growth. *Southern Economic Journal*, *77*(2), 385–405. http://dx.doi.org/10.4284/sej.2010.77.2.385

Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? *The Quarterly Journal of Economics*, *114*(1), 83–116. http://dx.doi.org/10.1162/003355399555954

Khan, B. Z., & Sokoloff, K. F. (2005). Institutions and technological innovation during early economic growth: Evidence from the great inventors of the United States, 1790–1930. *In* T. Eicher & C. P. Garcia (Orgs.), *Institutions and growth.* Cambridge, MA: MIT Press.

Lee, K., & Kim, B.-Y. (2009). Both institutions and policies matter but differently for different income groups of countries: Determinants of long-run economic growth revisited. *World Development*, *37*(3), 533–549. http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.07.004

Lisboa, M. B. (2011). Instituições e crescimento econômico. *Revista de Economia & Relações Internacionais*, *9*(18), 67–83.

Loureiro, P. R. A., & Carneiro, F. G. (2001). Discriminação no mercado de trabalho: Uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia Aplicada*, *5*(3), 519–545.

Madsen, J. B., & Yan, E. (2013). The first great divergence and the evolution of cross-country income inequality during the last millennium: The role of institutions and culture. *Applied Economics*, *45*(33), 4641–4650. http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2013.795283

Mantzavinos, C., North, D. C., & Sharid, S. (2004). Learning, institutions, and economic performance. *Perspectives on Politics*, *2*(1), 75–84. http://dx.doi.org/10.1017/S1537592704000635

Nakabashi, L., Pereira, A. E. G., & Sachsida, A. (2013). Institutions and growth: A developing country case study. *Journal of Economic Studies*, *40*(5), 614–634. http://dx.doi.org/10.1108/JES-09-2011-0111

Naritomi, J., Soares, R. R., & Assunção, J. (2012). Institutional development and colonial heritage within Brazil. *The Journal of Economic History*, *72*(2), 393–422. http://dx.doi.org/10.1017/S0022050712000071

Niquito, T. W., Ribeiro, F. G., & Portugal, M. S. (2018). *Institutions or human capital: Which is more important for economic performance? Evidence from Brazil.*

Paes de Barros, R., Henriques, R., & Mendonça, R. (2000). Desigualdade e pobreza no Brasil: Retrato de uma estabilidade inaceitável. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, *15*(42), 123–142. http://dx.doi.org/10.1590/S0102-69092000000100009

Pande, R., & Udry, C. (2006). Institutions and development: A view from below. *In* R. Blundell, W. K. Newey, & T. Persson (Orgs.), *Advances in economics and econometrics: Theory and applications, ninth world congress.* Cambridge University Press. http://dx.doi.org/10.1017/CBO9781139052276.016

Pereira, A. E. G. (2012). *Dois ensaios sobres instituições e desenvolvimento econômico no Brasil* (Dissertação de Mestrado). Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Universidade Federal do Paraná (UFPR).

Pereira, A. E. G., & Nakabashi, L. (2013). Factors of production, institutions and development in Brazil. *In 41° Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçú, PR.

Rajan, R. G. (2007). *The persistence of underdevelopment: Constituencies and competitive rent preservation* (ECGI Finance Working Paper Nº 150). ECGI.

Reis, M., E. Pimentel, & Alvarenga, A. I. (2007). *Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000.* http://www.ipeadata.gov.br/doc/AMC-1872-2000.doc

Resende, M., & Wyllie, R. (2006). Retornos para educação no Brasil: Evidências empíricas adicionais. *Economia Aplicada*, *10*(3), 349–365. http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502006000300003

Rocha, S. (2012). O declínio sustentado da desigualdade de renda no Brasil (1997–2009). *Economia*, *13*(3), 629–645. http://www.anpec.org.br/revista/vol13/vol13n3ap629_645.pdf

Rodríguez-Pose, A. (2013). Do institutions matter for regional development? *Regional Studies*, *47*(7), 1034–1047. http://dx.doi.org/10.1080/00343404.2012.748978

Rodríguez-Pose, A., & Cataldo, M. D. (2014). Quality of government and innovative performance in the regions of Europe. *Journal of Economic Geography*, *15*(4), 673–706. http://dx.doi.org/10.1093/jeg/lbu023

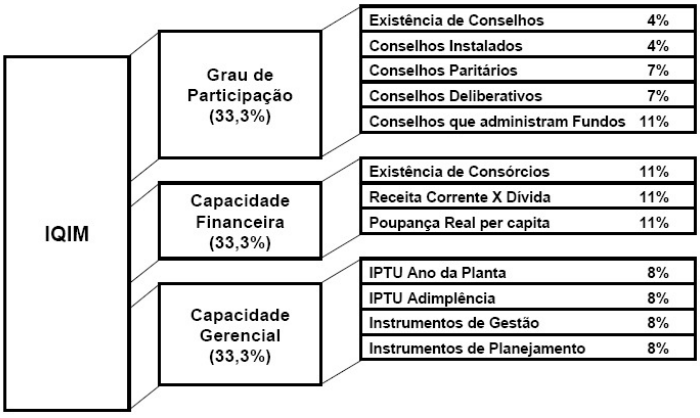
Rodrik, D., Subramanian, A., & Trebbi, F. (2004). Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of Economic Growth*, *9*, 131–165. http://dx.doi.org/10.1023/B:JOEG.0000031425.72248.85

Sachsida, A., Loureiro, P. R. A., & Mendonça, M. J. C. (2004). Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *58*(2), 249–265. http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402004000200006

Sumanjeet, S. (2015). Institutions, transparency, and economic growth. *Emerging Economy Studies*, *1*(2), 188–210. http://dx.doi.org/10.1177/2394901515599272

Tabellini, G. (2010). Culture and institutions: Economic development in the regions of Europe. *Journal of the European Economic Association*, *8*(4), 677–716. http://dx.doi.org/10.1111/j.1542-4774.2010.tb00537.x

Apêndice. Indicador de qualidade institucional



Fonte: Agenda Político-Institucional – Ministério do Planejamento.

Figura A-1. Diagrama da elaboração do indicador de qualidade institucional municipal.

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200023
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

A note on performance differences between urban and rural schools in Brazil*

Luciana de Oliveira Rodrigues†
Edward Martins Costa‡
Vitor Hugo Miro Couto Silva§
Francisca Zilania Mariano¶
Jaime de Jesus Filho⊠

Contents

1. Introduction 495
2. Dataset and variables.....496
3. Results 497
4. Final comments 503
Apêndice. 507

Keywords
school performance, education inequality, urban-rural differential

JEL Codes
I21, I24, I25

Abstract • Resumo

A presente nota analisa os fatores que contribuem com o diferencial de desempenho escolar entre alunos que frequentam escolas da zona rural e urbana no Brasil. Os resultados mostram que, em ambas as disciplinas (Matemática e Português), os alunos de escola urbanas apresentam melhor desempenho que os estudantes da zona rural. Os exercícios de estimação mostram que o efeito característica das escolas explica mais o diferencial urbano-rural que o efeito retorno (ou efeito estrutural). Também observou-se que as características da escola frequentada pelos alunos são as principais características impulsionadoras da diferença de notas, principalmente nos quantis superiores e, especialmente, em Matemática.

*This study was financed in part by the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES). All ideas, omissions and errors are ours.

†Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Av. General Afonso Albuquerque Lima, s/n, Cambeba, Fortaleza, CE, CEP 60822-325, Brasil. 0000-0003-1811-405X

‡Universidade Federal do Ceará, Departamento de Economia Agrícola, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (UFC/DEA/PPGER). Avenida Mister Hull 2977, Bloco 826, Campus do Pici, Fortaleza, CE, CEP 60356-000, Brasil. 0000-0002-9187-8534

§Universidade Federal do Ceará, Departamento de Economia Agrícola, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (UFC/DEA/PPGER). Avenida Mister Hull 2977, Bloco 826, Campus do Pici, Fortaleza, CE, CEP 60356-000, Brasil. 0000-0002-5392-8764

¶Universidade Federal do Ceara, (UFC/Sobral). Rua Coronel Estanislau Frota, 563, Bloco I, Centro, Campus de Sobral, Mucambinho, Sobral, CE, CEP 62010-560, Brasil. 0000-0002-1282-8812

⊠Cientista chefe do Tribunal de Contas do Estado do Ceará (TCE-CE). Rua Sena Madureira 1047, Centro, Fortaleza, CE, CEP 60055-080, Brasil. 0000-0003-3646-6585

lrodrigues_s@hotmail.com edwardcost@gmail.com vitormiro@gmail.com zilania@ufc.br jjaimefilho@gmail.com

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

Received on 17 de maio de 2019
Final Acceptance on 08 de abril de 2020

1. Introduction

According to the literature, there are many factors that can influence students' school performance. They and can be classified into three groups: individual characteristics, family background and school characteristics (Nieto & Ramos, 2014).

Regarding the location of the schools, there are significant differences between urban and rural schools in the indicators of failure rate and dropout rate. This causes expressive variation in school cycles and in the rate of distortion age-grade. The inequalities between rural and urban schools are also significant regarding the students' performance. The students attending urban schools have better results than those from rural schools.

The literature on school effectiveness and factors that contribute to the student learning is extensive, however, there are only few studies that investigates the quality of education considering the location of the school and the student's residence, that is, rural and urban areas. This rules out geographical and structural characteristics of each zone, ignoring, in turn, the problems related to the low performance of the students that are exclusively related to the social context where they live.

As confirmed by S. Soares, Razo, and Farinas (2006), children living in rural areas in Brazil besides of having poor family structure compared to urban children, they also study in poorly equipped schools with low qualifications teachers. This explains an important part of the differences in performance between rural and urban schools.

Analyzing the quality of education in the state of Ceará, Lavor and Arraes (2014) focused on the differences observed between rural and urban schools, especially regarding the availability of various school resources, such as internet access and the library. For the authors, students in rural areas, in addition to registering a higher incidence of child labor, they also attend schools with poor infrastructure, insufficient didactic resources and less skilled teachers.

Menezes-Filho (2007) examines the factors associated with student performance in Brazil. Among the results, as variables that most explain performance, such as family and student resources. On the other hand, the effects of school characteristics are very small. These results reinforce the paper of T. M. Soares (2005).

J. J. Soares Neto, Jesus, Karino, and Andrade (2013) analyzed the infrastructure of schools in Brazil. They classified it into four categories: Elementary, Basic, Adequate and Advanced. Rural schools offered very precarious infrastructure compared to urban ones. While more than 85.2% of urban schools were in the Elementary category, only 18.3% of rural schools were on that category.

On an international perspective, Lounkaew (2013), noted that a large part of the differences between urban and rural students is explained by non-measurable characteristics of schools which vary throughout the percentile of students' perfor-

mance. Analyzing the performance differential between rural and urban schools in Russia, Amini and Nivorozhkin (2015) found that students' performance varied substantially according to a school location in all subjects, with students from urban areas having the higher scores. Moreover, the study revealed that the individual's and family's characteristics of the students were the factors with the major contribution to the educational gap between urban and rural areas.

In this sense, this note intends to shed some light on the major drives of the differences in performance of students in urban and rural schools in Brazil. The main questions we tried to answer were: What are the determinants of performance differential? Are individual characteristics more important than the school structure? Does the teaches quality matter? What is the role of the students' family background? Trying to answer these questions, we use the technical approach proposed by Firpo, Fortin, and Lemieux (2007). We use data on students' performance in Math and Portuguese from the exam *Prova Brasil* 2015. Only students in 5th grade of the PS are considered in our sample.

From the results, we observe that there is no well-defined pattern across the distribution of the scores in both exams. Students in rural schools have a bigger return on their characteristics but have a lower level of the same characteristics. The same happens in the math exam in the lowest quantile. Furthermore, in the lower half of the distribution, the marginal contribution of characteristics of families and schools has a greater weight in explaining the differences in performance. Lastly, in general, at the top of the distribution, the differences between students from rural and urban schools are less explained by the returns of the characteristics considered.

This note is structured as follows: the next section presents the empirical strategy with a description of the data and the treatment of the variables used in the analysis. The fourth section presents the results. Finally, in the last section, we have the final considerations of the analysis.

2. Dataset and variables

The information used in this study was obtained from the data provided by INEP. The performance in the standardized tests on Portuguese and Math, and socioeconomic information of the students and their families were obtained from the database of 2015 Prova Brasil exam[1]. Additional data on school infrastructure, teachers and number of enrollments were obtained from the 2015 School Census and Educational indicators[2] extracted directly from INEP's website.

[1] Available at http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar

[2] More information at http://portal.inep.gov.br/indicadores-educacionais

For the purposes here, we use information only of students in the 5th grade of the Primary School attending public schools (state or county).[3] One of the main justifications for this choice is that this a group age in which children are still very dependent on the parents or caregivers and the quality of the education offered to them can be decisive in their schooling path. Table 1 summarizes the variables included in our model.

Based on studies consolidated in the literature, differences in school performance among those attending rural and urban schools are estimated by an Educational Production Function (EPF) that uses several inputs, including observable and unobservable characteristics of students, their families and the school features they attend.[4]

Given that the distribution of students' scores is not uniform the best strategy would be to use a statistic different from the average differential score to perform de decomposition exercise. We can obtain information using the entire differential performance distribution and assessing differences by quantiles. Thus, to decompose the differential into its determinants, we adopted the approach proposed by Firpo et al. (2007); Firpo, Fortin, and Lemieux (2009), which estimates unconditional quantile regressions based on the concept of recent influence function (RIF)[5] and generalizes the decomposition of Oaxaca (1973) applied the quantiles.

3. Results

3.1 Data descriptive analysis

Descriptive statistics[6] show that our sample consists of 784,120 students in the 5th grade of Primary School from public schools. From the total, 710,680 students were attending urban schools and 73,440 attending schools in rural areas.

Looking at the students' scores, in the urban area the average grade in Portuguese is 207.84 points and in Math it is 220.72 points. In rural areas, the average is much lower: the average grade in Portuguese is 183.77 points, a difference of more than 24 points in favor of schools located in urban areas. In Math, the average score is 198.74 points, a difference of approximately 22 points lower than the average of urban schools' students. Figure 1 displays the estimated density of the students' scores at different locations.

[3] Federal and private schools represent less than 1% of schools at rural areas. Thus, they were left out of our sample.

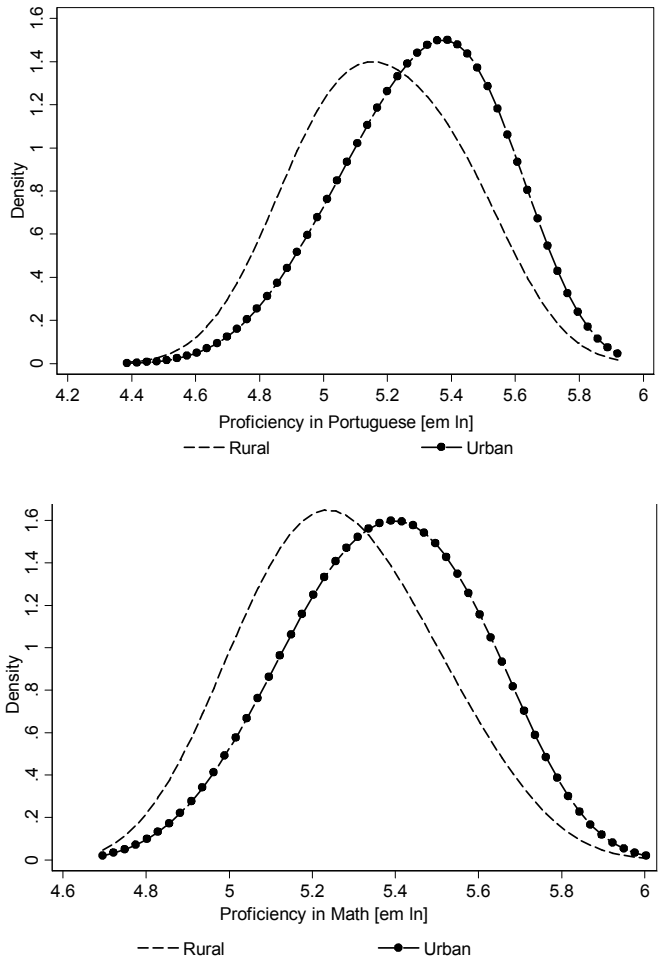
[4] See Hanushek and Woessmann (2011, 2012) and WößMann (2003) for a more detailed information about the Educational Production Function.

[5] See Apêndice.

[6] Table 02 (Descriptive Statistics – Rural and Urban – Brazil, 2015), can be requested from the authors.

Table 1. Variables Description.

	Variables	Definition
Dependent Variables	grade_por	Score on Portuguese (SAEB/97 scale)
	grade_mat	Score on Math (SAEB/97 scale)
	ln_por	ln of Portuguese score
	ln_mat	ln of Math score
Student's Characteristics	Age	Student age
	gender	1 – Male; 0 – Female
	Race	1 – White; 0 – non-White
	never_fail	1 – Never failed a grade; 0 – otherwise
	never_drop	1 – Never dropout; 0 – otherwise
	right_age	Correct age for the 5th grade? (1 – yes; 0 – no)
	reading	Reading habits (1 – reads frequently; 0 – no)
	comp	Has a computer at home? (1 – yes; 0 – no)
	homework1	Always do Portuguese homework? (1 – yes; 0 – no)
	homework2	Always do Math homework? (1 – yes; 0 – no)
	job	Has a job? (1 – yes; 0 – no)
Family Background	FES	Family Economic Status (FES)
	Eduf1	Father illiterate or less than Primary School (1 – yes; 0 – no)
	Eduf2	Father with Primary School (1 – yes; 0 – no)
	Eduf3	Father with High School (1 – yes; 0 – no)
	Eduf4	Father with college degree (1 – yes; 0 – no)
	Edum1	Mother illiterate or less than Primary School (1 – yes; 0 – no)
	Edum2	Mother with Primary School (1 – yes; 0 – no)
	Edum3	Mother with High School (1 – yes; 0 – no)
	Edum4	Mother with college degree (1 – yes; 0 – no)
	Both	Both parents at home? (1 - yes; 0- no)
	Incentive	Parents encourages going to school? (1 – yes; 0 – no)
Teachers' Characteristics	College	Proportion of teachers with college degree
	Experience	Proportion of teachers with more than 6 years of experience
	Wage	Prop of teachers earning more than R$ 3,152.01 (4 minimum wages of 2015)
Schools' Characteristics	Urban	School location (1 – Urban; 0 – Rural)
	Gov	School administration responsibility (1 – County; 0 – State)
	Size	Number of enrollments (all grades)
	student_teac	Ratio Students/Teachers (1^{st} to 5^{th} grade)
	Duration	Average class duration (in minutes)
	material	Lack of school supplies? (1 – yes; 0 – no)
	Director	How is the Principal selected? (1 – appointed/elected; 0 – otherwise)
	Teachers	Insufficient number of teachers? (1 – yes; 0 – no)
	ITR	Indicator of Teachers Regularity
	ISI	Index of School Infrastructure
	IBMS	Indicator of Bad Maintenance of the School



Source: Authors' calculations. Data from the exam Prova Brasil/Saeb, 2015.

Figure 1. Estimate Density (log scores in Portuguese and Math).

Regarding to the failure rate, 62% of the student from rural schools have never failed in any subject, against 72% in urban schools. The dropout rate is also higher among students in rural areas. Another important difference is that the proportion of students working outside the household is eight percentage point higher in rural areas, 22% against 14%.

The indicator Family Economic Status (FES) shows that students from urban areas come from households with better financial conditions than students in rural zone. Also, parents of students in rural schools have less years of schooling than urban students. Thus, in both dimensions, family background and economic status, students in rural zone are in a disadvantage condition.

Teachers from urban schools are better paid than their rural peers. Also, in urban schools 83% of the teachers have college degree, against 61% in rural schools. Moreover, urban schools have more experienced teachers than the rural ones.

Finally, looking at schools' characteristics, we notice that on average the urban schools are bigger than the rural ones, with more enrolled students. As consequence, the rural schools have on average less students per teacher. Further, urban schools have better general infrastructure (ISI).

3.1.1 Decomposition of the school performance differentials

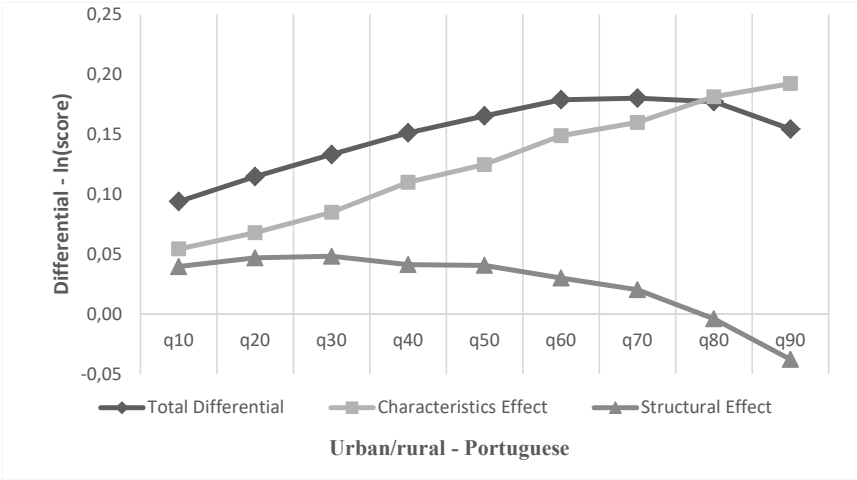
According to our methodology the first step is to estimate the unconditional quantile regression for different quantiles of the score's distribution. Detailed results for the 10^{th}, 50^{th} and 90^{th} quantiles can be seen in Tables A1 and A2 which can be requested from the authors. For comparison, we also estimate an EPF for the means of the scores.

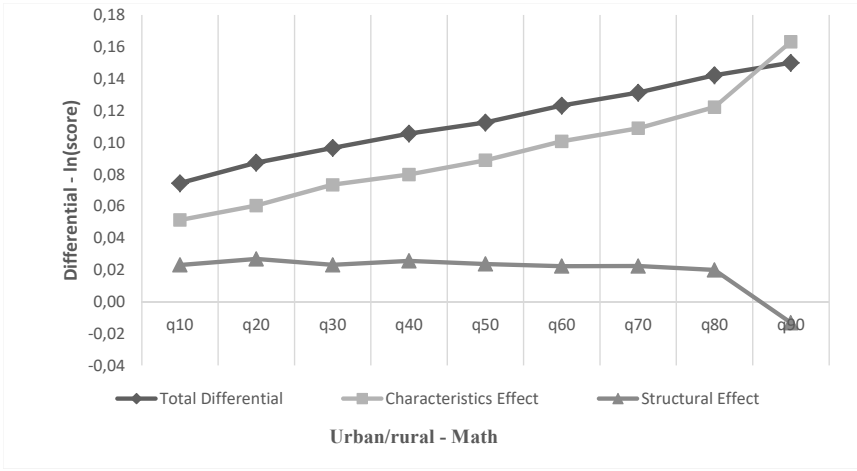
As expected, the estimated effect has huge variability throughout the distribution, suggesting the quantile approach is suitable. Also, the results are different for students in urban and rural schools. After the estimation of the unconditional quantile regressions we applied the Oaxaca–Blinder method to decompose the school performance differential between urban and rural schools. Figure 2 shows the performance differential in Portuguese and Math in terms of characteristic and structural effects. One can notice that the biggest part of the differential is explained by the characteristic effect, with urban students always performing better than the rural ones.

Looking at the Portuguese exam, the performance differential is increasing till the 70^{th} quantile, when the structural effect becomes negative. In Math, the differential increases monotonically with the quantiles. Table A3, which can be requested from the authors, presents the decomposition results for 9 quantiles of the scores distribution. In all cases the differential between urban and rural students is significant at 1% level. Also, for the top quantiles, 80^{th} and 90^{th}, the structural effect is negative meaning that rural students would perform better than urban student if they had equal characteristics.

We then decompose the characteristics and structural (return) effects into different factors. These factors are the explanatory variables on our EPF and are grouped as: student profile, family background, teachers' profile, and school profile. Figure 3 presents the results for the characteristics effect. The results show that the school factor explain most of the characteristic differentials. For the 10^{th} quantile of the score's distribution, the school profile explains 43% and 59% of the characteristic differential in Math and Portuguese respectively. Family background explain around 28% and 34% in the same subjects for the same quantile.

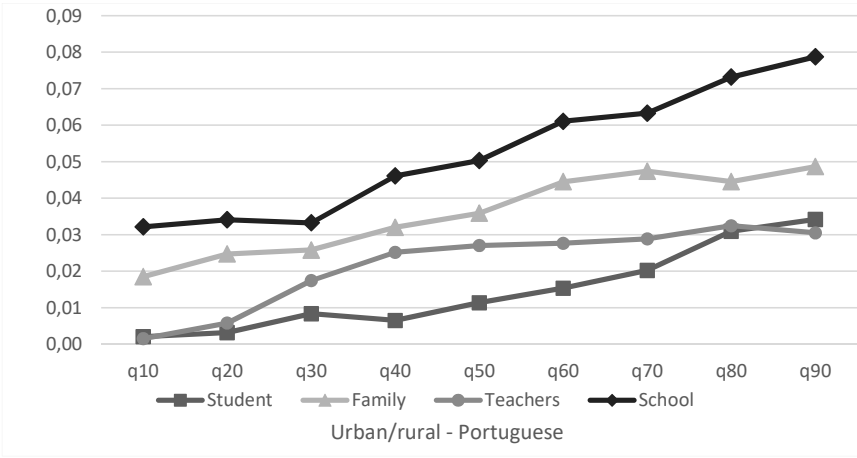
For the median student, approximately 9% and 12% of the characteristic effect is explained by individual profile, 29% e 28% by family background, 22% and 20%

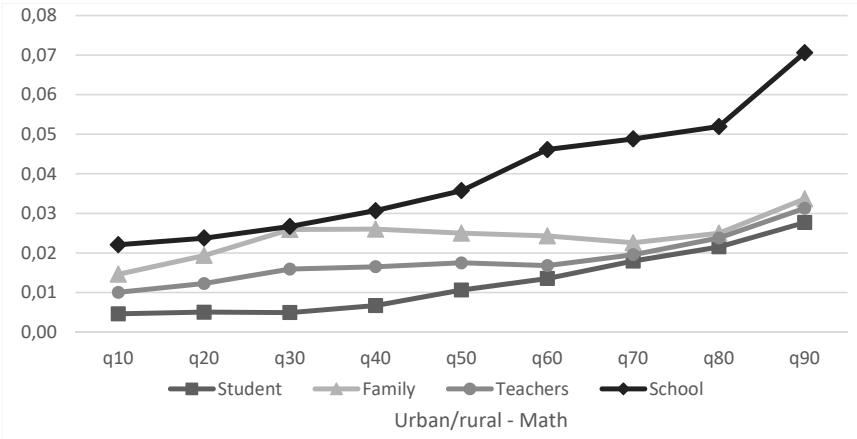




Source: Authors' calculations.
Note: Significant at 1%.

Figure 2. School performance differential – Decomposition (*ln* of scores in Portuguese and Math).





Source: Authors' calculations. Data from Censo da Educação Básica–INEP/MEC and Prova Brasil/Saeb 2015.

Figure 3. Characteristics Effect – Decomposition – Urban-Rural.

by teacher's profile and 40% by the school structure respectively in Portuguese and Math. The student profile is important only for the exams top performers. In the 90th quantile, student profile accounts for 18% and 17% of the effect in Portuguese and Math (to see results for other quantiles, request the authors for table A4).

Figure 4 shows the decomposition of the structural or return effect. This is the effect relative to the estimate coefficients. There is no well-defined pattern across the distribution of the scores in both exams. For some quantiles the effect is not statistically significant. It's important to notice that for the lower quantiles in the Portuguese exam the differential relative to individual characteristics is negative. Thus, students in rural schools have a bigger return on their characteristics but have a lower level of the same characteristics. The same happens in the math exam in the lowest quantile.

In the case of the coefficients associated with the characteristics of the families, teachers and schools, they were positive and contributed to the observed differential, but this contribution becomes less important throughout the higher performance strata. That is, in the lower half of the distribution, the marginal contribution of characteristics of families and schools has a greater weight in explaining the differences in performance.

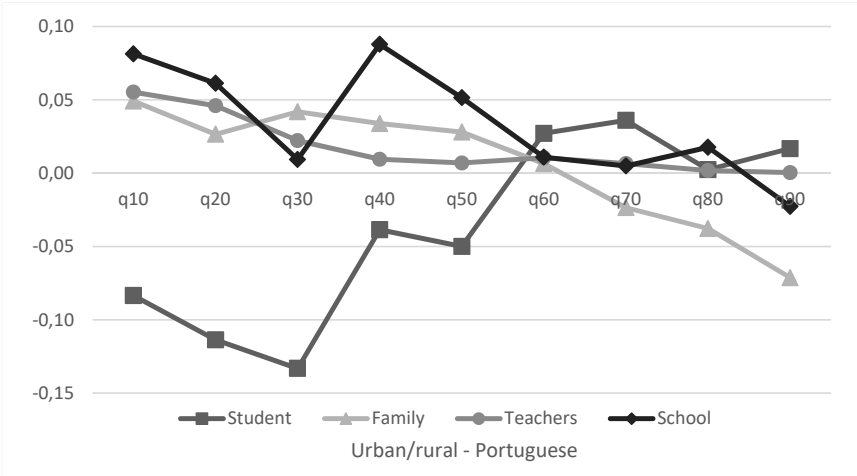
In general, at the top of the distribution, the differences between students from rural and urban schools are less explained by the returns of the characteristics considered. This may reflect a change in the composition of students, which operates to reduce differences between groups, especially among those students with greater cognitive abilities in the rural and urban areas.

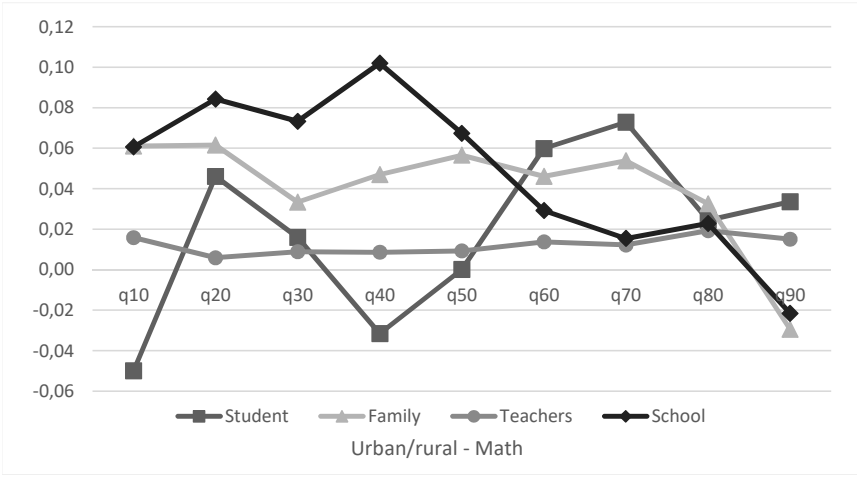
4. Final comments

Unconditional quantile regressions estimate of the educational production function at the student level point out that the contributions of the characteristics of students, family, teachers and school are not constant throughout the distribution of grades in the two exams (Portuguese and Math). The performance gap between the students in the two zones is also statistically significant in both exams. The results of the decomposition also show that, in both tests, a large part of the performance differential comes from the characteristics effect.

In addition, the decomposition exercises by quantiles revealed the increasing role of the characteristic effect, that is, the higher the performance in an exam the more important are the characteristics in explaining the educational gap between groups. The structural effect (unobservable factors), despite of having relatively low weight, also contributes to the increase of the performance differential and cannot be ignored, except for the higher quantiles.

Regarding the implementation of public policies aiming to reduce disparities between rural and urban school students, policymakers should consider that





Source: Authors' calculations. Data from Censo da Educação Básica–INEP/MEC and Prova Brasil/Saeb 2015.

Figure 4. Structural Effect – Decomposition – Urban-Rural.

asymmetric effects of student, family, teacher, and school characteristics on the quantiles of performance require a differentiated approach among students, where educational improvement initiatives must consider differences in the socioeconomic composition of students. In addition, because they play a significant role in the performance differential, teachers need to be qualified and well-paid, and schools must have a good infrastructure, especially when the family background is poor.

Finally, financial investments alone do not guarantee quality improvement and educational equity in Brazil. Initiatives to improve non-measurable aspects of schools (such as parental involvement, encouragement for students to attend the library and others) deserve attention and are equally important. Also, the possible success of a good educational policy to deal with inequality and improve the quality of public schools depends on finding the right balance between financial investment and the development of a school environment that benefits the learning process of children in social vulnerability condition.

References

Amini, C., & Nivorozhkin, E. (2015). The urban–rural divide in educational outcomes: Evidence from Russia. *International Journal of Educational Development*, *44*, 118–133. http://dx.doi.org/10.1016/j.ijedudev.2015.07.006

Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2007). *Decomposing wage distributions using recentered influence functions regressions.* Vancouver.

Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, *77*(3), 953–973. http://dx.doi.org/10.3982/ECTA6822

Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2011). The economics of international differences in educational achievement. In E. A. Hanushek, S. Machin, & L. Woessmann (Eds.), *Handbooks in economics of education* (Vol. 3, pp. 89–200). Amsterdam.

Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2012). Schooling, educational achievement, and the Latin American growth puzzle. *Journal of Development Economics*, *99*(2), 497–512. http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.06.004

Lavor, D. C., & Arraes, R. d. A. d. (2014). Qualidade da educação básica e uma avaliação de política educacional para o Ceará. In *X Encontro Economia do Ceará em Debate, 2014*, Fortaleza.

Lounkaew, K. (2013). Explaining urban–rural differences in educational achievement in Thailand: Evidence from PISA literacy data. *Economics of Education Review*, *37*, 213–225. http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2013.09.003

Menezes-Filho, N. (2007). *Os determinantes do desempenho escolar no Brasil* [Sumário Executivo]. Instituto Futuro Brasil, IBMEC São Paulo e Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo.

Nieto, S., & Ramos, R. (2014). *Decomposition of differences in PISA results in middle income countries* (Working Paper 2014/08). Barcelona: Institut de Recerca em Economia Aplicada Regional i Pública. http://www.ub.edu/irea/working_papers/2014/201408.pdf

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

Soares, J. J., Neto, Jesus, G. R. d., Karino, C. A., & Andrade, D. F. d. (2013). Uma escala para medir a infraestrutura escolar. *Estudos em Avaliação Educacional*, *24*(54), 78–99. http://dx.doi.org/10.18222/eae245420131903

Soares, S., Razo, R., & Farinas, M. (2006). Perfil estatístico da educação rural: Origem socioeconômica desfavorecida, insumos escolares deficientes e resultados inaceitáveis. In A. M. Bof (Ed.), *A educação no Brasil rural.* Brasília: INEP.

Soares, T. M. (2005). Modelo de três níveis hierárquicos para a proficiência dos alunos de 4ª série avaliados no teste de língua portuguesa do SIMAVE/PROEB-2002. *Revista Brasileira de Educação*(29), 73–87. http://dx.doi.org/10.1590/S1413-24782005000200007

WößMann, L. (2003). Schooling resources, educational institutions and student performance: The international evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *65*(2), 117–170. http://dx.doi.org/10.1111/1468-0084.00045

Apêndice.

Recentered Influence Function (RIF) regression and decomposition method

Let Y be the score of a student at the exam Prova Brasil, q_τ is the τ-th quantile value and X is the set of explanatory variables, that includes individual characteristics, family background, characteristics of the school and a measure of the teacher's quality. Applying to the quantile function we get

$$\mathbb{E}\left[RIF(Y, q_\tau) \,|\, X\right] = X\beta_\tau \,. \tag{A-1}$$

Coefficients β_τ are approximations of the marginal effects of each explanatory variable on unconditional quantile q_τ.

Having the estimates of the EPF for each area ($k =$ rural e urban) using the method described above, we can then decompose the students' performance differential using the traditional Oaxaca–Blinder technic. Assuming the model is linear and the expected value of *RIF*, for a given quantile τ we have

$$\begin{aligned} \hat{\Delta}^{q_\tau} &= \hat{\beta}_{\tau,\text{urban}}\left[\bar{X}_{\text{urban}} - \bar{X}_{\text{rural}}\right] + \bar{X}_{\text{rural}}\left[\hat{\beta}_{\tau,\text{urban}} - \hat{\beta}_{\tau,\text{rural}}\right] \\ &= \hat{\Delta}_X^{q_\tau} + \hat{\Delta}_S^{q_\tau} \,. \end{aligned} \tag{A-2}$$

The first term, $\hat{\Delta}_X^{q_\tau}$, is the characteristic effect, that captures the effect of differences in the observed characteristics. The second, $\hat{\Delta}_S^{q_\tau}$, is the structural effect, capturing differences on the returns (estimated coefficients) of each characteristic of each group.

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20200024
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Uma Nota sobre os Efeitos da Lei nº 13.043/2014 no Mercado de Empréstimo de Ações

Aline Barreto dos Santos*
Fernanda Finotti Cordeiro†

Sumário

1. Introdução 508
2. Mercado de empréstimo de ações no Brasil e as hipóteses dos efeitos da Lei Nº 13.043/2014..... 510
3. Estratégia empírica e base de dados....513
4. Resultados.....515
5. Considerações finais 517

Palavras-chave
empréstimo de ações, juros sobre capital próprio, tributação, Lei nº 13.043/2014, "barriga de aluguel", arbitragem tributária

JEL Codes
G40, G12, H21

Resumo · Abstract

The Law no. 13.043/2014 made impossible the "barriga de aluguel" strategy on the stock Market. The hypothesis is that the funds's tax arbitrage strategy due the condition relief's tax was a short selling's restriction. We used the market data from the companies listed in B3 of 2014 and 2015 to estimate the law's mean-effect by Differences in Differences with robust least squares regression. The regressions's results suggest that the average law-effects were significant and consistent with the theory due the reduction in lending-rates reflected in the increase in trading volumes on the stock lending market.
aumento de volumes de empréstimos de ações.

1. Introdução

O objetivo desta nota é discutir o efeito da Lei nº 13.043/2014 no mercado de empréstimo de ações e avaliar a influência no mercado à vista para as ações que, além de distribuírem Juros sobre Capital Próprio (JCP) em 2014, foram ativo-objeto de contratos de empréstimo. A relação enfatizada entre os dois mercados são as operações de venda a descoberto de ativos[1] com liquidação via celebração de contrato de empréstimo. A Lei nº 13.043/2014, ao impedir a formação da "barriga de aluguel" por agentes desonerados, em especial os fundos, torna prováveis a redução nas taxas de empréstimo de ações, o aumento nos volumes negociados e a queda no retorno diário das ações, representando um choque exógeno de interesse.

*Economista da Universidade Federal de Juiz de Fora, MG, Brasil. 0000-0001-8893-2619
†Universidade Federal de Juiz de Fora, Departamento de Economia. Juiz de Fora, MG, Brasil. 0000-0002-5801-5278
aline.barreto@ufjf.edu.br fernandafinotti.cordeiro@ufjf.edu.br

[1]Os termos venda a descoberto, *short sale* e *short*, identificam a operação nesse estudo.

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

Recebido em 12 de junho de 2019
Aceitação final em 11 de março de 2020

A legislação tributária brasileira, até 2014, dava aos fundos de investimento a possibilidade de ganhos adicionais, baseados em arbitragem fiscal conhecida como "barriga de aluguel" quando esses eram tomadores de empréstimo de ações. Os JCP distribuídos pelas empresas geram a obrigação ao acionista de retenção de Imposto de Renda (IR) a uma alíquota de 15%. Há, porém, entidades isentas e imunes a este imposto, doravante denominadas agentes desonerados,[2] entre as quais estão inseridos os fundos de investimentos. Esse desenho tributário possibilitava aos fundos construir uma estratégia cujo objetivo era tomar ações em empréstimo, de forma a figurarem como proprietários do título na data "com direito" ao recebimento ao JCP. O tomador, por força de contrato, reembolsava o valor líquido dos proventos em dinheiro recebidos durante a vigência do contrato ao doador. Assim, o fundo, enquanto tomador e responsável pelo recolhimento do tributo, recebia da empresa pagadora o valor integral do JCP e repassava ao doador 85% do valor (a lógica é que o doador, caso tivesse recebido o provento diretamente da empresa, deveria recolher 15% a título de IR e permanecer apenas com 85% do valor). Por ser um agente desonerado, o fundo não era obrigado a recolher o IR e, por isso, o valor equivalente a 15% do provento era contabilizado pelo fundo como ganho de capital e tributado como tal semestralmente. Ao final, o fundo perfazia um ganho adicional nominal de 12,75% do valor do JCP recebido (referente ao IR não recolhido, tributado a 15% a título de ganho de capital), numa operação conhecida como "barriga de aluguel".

A hipótese básica a ser testada é que o expediente de tomar ações em empréstimo e "encarteirar" até o recebimento do JCP constituía portanto restrição à venda a descoberto ao reduzir tanto o estoque de ativos disponíveis para empréstimo para liquidação de posição como para negociação no mercado à vista, com efeitos danosos sobre a correção de preços no mercado à vista e elevação nas taxas de empréstimo das ações.

Em 2015, com a entrada em vigor da Lei nº 13.043/2014, que alterou esse quadro, há um choque exógeno que permite avaliar com mais acurácia o efeito de questões tributárias sobre volumes e taxas no mercado de empréstimo de ativos e seus efeitos nos preços dos ativos negociados no mercado à vista. Tanto quanto foi pesquisado a respeito do tema, ainda não foram medidos os efeitos decorrentes da Lei nº 13.043/2014 sobre negociações no mercado de empréstimo e à vista.

Nesse cenário, esse estudo objetiva e limita-se a identificar mudanças na taxa de empréstimo, no retorno das ações e nos volumes negociados que possam ser atribuídos à alteração tributária. Como hipóteses de trabalho, tem-se que, para as ações que pagaram JCP em 2014 e negociaram no mercado de empréstimo, de 2014 para 2015, houve *redução das taxas de empréstimo médias diárias no mercado de empréstimo e do retorno diário no mercado à vista bem como aumento do volume negociado no mercado de empréstimo*.

[2]Entidade imune, fundo ou clube de investimento ou outras entidades isentas.

Com base nos resultados obtidos, verificou-se que, de fato, houve redução nas taxas e aumento nos volumes de empréstimos para as ações que distribuíram JCP em 2014 mas não houve alteração significativa nos retornos diários. Os resultados evidenciam a redução de restrições à venda a descoberto em função da queda nos custos de transação.

2. Mercado de empréstimo de ações no Brasil e as hipóteses dos efeitos da Lei Nº 13.043/2014

O empréstimo de ações tem duas partes interessadas na negociação: o tomador e o doador. É uma operação que envolve certo grau de risco e, por isso, dispõe de uma contraparte central exercida unicamente pela B3 como agente garantidor das operações.

Durante a vigência do contrato de empréstimo, o tomador passa a figurar como o proprietário da ação e o doador perde direito a voto em assembleias e acesso direto aos proventos declarados pela empresa. Todavia, para eventos de custódia no BTC, é garantido ao doador tratamento igual ao dos detentores do ativo em carteira em relação aos proventos, por meio de ajuste específico para cada tipo de provento. No caso dos JCP, quando o tomador detém a posse da ação na data "com direito", o valor a ser reembolsado pelo tomador ao doador pode ser integral ou parcial. O tomador repassará o valor integral caso o doador seja um agente desonerado dispensado de retenção de IR, conforme Lei nº 11.053/2004. No demais casos, o valor será parcial deduzindo-se o valor de 15% para IR a ser pago pelo tomador quando este é onerado.

A Lei nº 9.249/1995 dispõe sobre a incidência do IR retido na fonte à alíquota de 15% sobre os JCP na data do pagamento ou crédito ao beneficiário. Todavia, a Lei nº 11.053/2004 ampara a dispensa desta tributação no caso de acionista desonerado.

As normativas, entretanto, foram ineficientes para fundos desonerados em que o empréstimo de ação destinava-se à arbitragem tributária. Esses fundos mantinham as ações tomadas em empréstimo em carteira para fazerem jus ao recebimento do valor integral dos JCP e reembolsavam ao doador o valor líquido (85%). Os 15% que deveriam ser recolhidos à RFB eram retidos pelos fundos, que perfaziam rendimento isento de risco, elevando o patrimônio e o valor das cotas. Portanto, a legislação dava margem à "barriga de aluguel".

Para resolver a questão, a Lei nº 13.043/2014 determinou a alíquota de 15% de IR sobre os JCP a todos os tomadores de empréstimo de ações, independente da natureza jurídica. O imposto tem caráter definitivo, não sendo possível qualquer restituição ou compensação por parte do tomador. A lei, entretanto, manteve a não retenção de IR sobre o valor reembolsado ao doador a título de JCP, por ser classificado como simples reembolso.

Tal mudança enseja as hipóteses seguintes sobre os mercados à vista e de empréstimo de ações.

2.1 Retorno das Ações (H1)

A primeira hipótese é que os retornos diários das ações que distribuíram JCP em 2014 serão menores em 2015, devido à redução de restrições à venda a descoberto.

Operações *short* propiciam que investidores possam ter em carteira quantidade negativa de ações, o que é impossível diante da inexistência de venda a descoberto. Portanto, ao tomarem ações em mútuo para assumir posição vendida, os agentes contribuem para o aumento de ativos disponíveis para negociação no mercado à vista, que passam a competir com as ações emitidas e contribuem para que o preço de mercado se ajuste ao valor fundamental da empresa. Assim, quanto maiores são as restrições à venda a descoberto, mais distante o ativo estará do seu preço justo, com disposição à sobrevalorização do ativo no longo prazo (Miller, 1977). Esse efeito é tanto maior quanto maior a dispersão de opinião dos investidores (Miller, 1977; Gabbi & Giovinazzo, 2012; Mota, 2014).

Ao considerar a operação da "barriga de aluguel", é possível constatar que, ao tomar ações em empréstimo para manutenção em carteira, para figurarem como acionistas na data com direito ao JCP, a operação não contribua para a elevação do quantitativo de ações disponíveis para negociação, há apenas uma troca de propriedade e redução da quantidade de ações disponíveis para mútuo. Assim, investidores dispostos a assumir posição vendida de uma ação sobrevalorizada poderiam encontrar dificuldades em obter ações para mútuo e/ou teriam que assumir taxas maiores de empréstimo para realização da operação. Nesse cenário, o investidor somente sustentaria uma posição vendida frente a informações muito negativas a respeito do ativo. Neste contexto, estudos empíricos reportam que os ajustes dos preços das ações tornam-se mais lentos frente a novas informações e mais distantes do valor fundamental (Shleifer & Vishny, 1997; Sanvicente, 2014). Além disso, em presença de restrições/impedimentos à posição vendida, o preço é influenciado apenas por investidores otimistas, que tendem a sobrevalorizá-los (Jones & Lamont, 2001; De-Losso, De Genaro, & Giovannetti, 2014).

Diamond e Verrechia (1987) apresentam dois tipos de restrições à venda a descoberto, uma via aumento de custos e outra por meio do impedimento da operação por restrição legal imposta por reguladores.

A Lei nº 13.043/2014, ao favorecer o ambiente para que investidores assumam posições vendidas pelo impedimento da "barriga de aluguel" pelos fundos, poderia contribuir para aumento da liquidez no mercado à vista, acelerando a velocidade de ajustes de preço e, por conseguinte, dificultando a sobrevalorização e retornos positivos anormais das ações.

2.2 Taxas de Empréstimos (H2) e Volumes do Mercado de Empréstimo (H3)

As taxas de empréstimo refletem a remuneração recebida pelo doador e o custo do tomador. Quando da possibilidade da "barriga de aluguel", em datas próximas

ao direito de JCP, em princípio haveria restrição à venda a descoberto por dois mecanismos: i) aumento da remuneração requerida pelo doador, que elevaria os custos do tomador podendo, inclusive, inviabilizar a operação; e ii) redução da oferta de ações para aluguel necessárias às operações de *short*.

Estudos empíricos para o Brasil relatam taxas de empréstimos maiores em dias próximos aos JCP (Fraga, 2013; Minozzo, 2011; Chague, De-Losso, De Genaro, & Giovannetti, 2017). Castro (2015) identificou que o aumento da taxa requerida pelo doador era a forma que este dispunha de compartilhar do ganho tributário advindo da "barriga de aluguel" apurado pelo tomador e estimou que a arbitragem fiscal realizada pelos fundos aumentava a oferta de ações para empréstimo em até 5 vezes e onerava a taxa requerida pelo doador em quase 100%, nas datas próximas à distribuição de JCP.

A estimativa permite considerar que doadores onerados, principalmente pessoas físicas, não eram passivos à operação, explicando um dos mecanismos de restrição à venda a descoberto via aumento das taxas de empréstimo. De outra forma, esse é um dos tipos de restrição apontados por Diamond e Verrechia (1987) que se baseia em custos adicionais à operação, capaz de afetar mais investidores não informados. O tomador, ao se deparar com altas taxas de empréstimo, poderia se sentir inibido em realizar a operação *short* devido aos custos e tão somente assumiria posição vendida caso dispusesse de informação negativa suficiente para compensar o custo do empréstimo (proventos e taxas) e ainda ser superior ao rendimento caso o dinheiro tivesse sido investido em produtos próximos à taxa livre de risco no mercado (custo de oportunidade) (Miller, 1977). Mais ainda, se o doador elevasse em demasia a taxa de empréstimo em dias próximos aos JCP, a própria operação de "barriga de aluguel" poderia ser impactada, visto que o valor de IR sobre JCP a ser retido poderia não compensar a operação ao considerar o custo de oportunidade envolvido no efetivo pagamento pela empresa contra o depósito de garantia[3] ao doador.

A alteração tributária do JCP das ações emprestadas reduziu a demanda de ações para simples "encarteiramento" contribuindo, por hipótese, para redução das taxas de empréstimo médias diárias (tomador e doador) e aumento dos volumes de empréstimo, em 2015, para as ações que pagaram JCP em 2014. Em principio, a redução de empréstimos para manutenção em carteira devido à "barriga de aluguel" deve ser mais que compensada pelo aumento de empréstimos para operações *short*, incrementando o volume diário negociado e incentivando contratos de empréstimo com maior duração e consequente elevação do estoque de mútuo.

[3]Os fundos poderiam utilizar as ações em mútuo e mantê-las em custódia utilizando-as como garantia da operação não requerendo colateral adicional.

3. Estratégia empírica e base de dados

3.1 Estratégia Empírica

O método de Diferenças em Diferenças (DD) baseia-se no fato de que, na ocorrência de um evento exógeno, é possível avaliar a partir de dois grupos, tratamento e controle, o impacto do evento por estimativa de duplas diferenças, a primeira entre grupos e a segunda entre períodos.

Denotando como base no estudo $JCP2014 = \{1, 0\}$ (ações que distribuíram aos acionistas JCP em 2014 ou não), período por $ano = \{0, 1\}$ (para 2014 e 2015) e Y como as variáveis de interesse, o estimador de DD será dado por[4]

$$\begin{aligned}\beta_3 = &\{\mathbb{E}[Y \mid JCP2014 = 1, ano = 1] - \mathbb{E}[Y \mid JCP2014 = 1, ano = 0]\} \\ &-\{\mathbb{E}[Y \mid JCP2014 = 0, ano = 1] - \mathbb{E}[Y \mid JCP2014 = 0, ano = 0]\}.\end{aligned} \tag{1}$$

A desigualdade entre estas duas diferenças é o impacto estimado da lei no mercado de empréstimo de ações, inserido na seguinte especificação:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 JCP2014_i + \beta_2 ano_t + \beta_3 JCP2014_i * ano_t + \varepsilon_i\,. \tag{2}$$

De maneira que Y_{it} é a variável de interesse estimada para a i-ésima ação observada no ano $t = \{2014, 2015\}$. A variável binária $JCP2014 = 1$ ocorre se a ação pertence ao grupo de ações que distribuíram JCP em 2014 e $JCP2014 = 0$, caso contrário. Enquanto $ano = 0$ para as observações de 2014 e $ano = 1$ para as de 2015. Assume-se que $\varepsilon_i = 0$.

Em relação aos coeficientes tem-se que β_1 captura se os grupos são diferentes, independentemente do pagamento de JCP. β_2 sinaliza se as variáveis de interesse mudam no decorrer do tempo, independente da entrada em vigor da lei. O coeficiente de interação β_3 é portanto o de interesse, por capturar o efeito da lei sobre as ações que pagaram JCP em 2014.

Para garantir a inexistência de interferência de natureza distinta ao tratamento, variáveis de controle[5] foram incluídas na seguinte equação:

$$\begin{aligned}Y_{it} = &\alpha_0 + \beta_1 JCP2014_i + \beta_2 ano_t + \beta_3 JCP2014_i * ano_t + \theta_1 pl_{it} + \theta_2 pvpa_{it} \\ &+\theta_2 opcao_{it} + \theta_4 age_{it} + \theta_5 sub_{it} + \theta_6 grupa_{it} + \theta_7 boni_{it} + \theta_8 desdobro_{it} \\ &+\theta_9 IN_{it} + \theta_{10} div_{it} + \theta_{11} ibov_{it} + \theta_{12} cdi_{it} + \varepsilon_i\end{aligned} \tag{3}$$

[4] Adaptação de Angrist e Pischke (2009).

[5] Variáveis de fundamentos da empresa: Preço por Lucro por Ação (lp)(x); Preço por Valor Patrimonial da Ação ($pvpa$)(x); e Índice de Negociabilidade (IN)(x). Variáveis do mercado: Taxa diária anualizada do Certificado de Depósito Interbancário (cdi)(%a.a.); e Variação diária do Ibovespa ($ibov$)(%). Variáveis *dummies* baseadas na ausência ou presença do evento e baseiam-se no conteúdo informacional que pode afetar as negociações das ações: *opcao* registra se houve negociação de opção de compra e/ou venda; *sub*, *grupa*, *boni*, *desdobro*, *div* registram presença de subscrição, grupamento, bonificação, desdobramento e dividendo no dia; e ocorrência de assembleias (*age*) com pautas relevantes (cisão, incorporação, fusão, nível de listagem e mudança razão social).

3.2 Descrição da base de dados

A Economatica foi a fonte dos dados de negociação diárias no mercado de empréstimo, iniciada em 15/05/2014. Os fatos relevantes e proventos foram consultados no site da B3 e CVM. Quanto à seleção das ações, considerou-se a disponibilidade de informações e a distribuição de JCP. As ações das empresas selecionadas foram classificadas em dois grupos: as que pagaram JCP em 2014 e as que não.

3.3 Construção dos grupos: Tratamento e contrafactual

Utilizando-se do estimador de *matching* de forma a atenuar/eliminar o viés de seleção, as empresas foram classificadas em dois grupos, tratados e controle. Buscou-se identificar ativos nos 2 grupos, mas com características semelhantes, medidas por variáveis de correspondência antes da lei diferentes das variáveis de resultado e controle das regressões, como forma de garantir não contaminação do evento (Roberts & Whited, 2012).

A análise de semelhança dos elementos amostrais considerou as características da Política de Distribuição de Dividendos (PDD) da empresa. O propósito subjacente à escolha da PDD é identificar empresas que poderiam ter distribuído JCP em 2014 e não o fizeram. Os ativos dessas empresas são os melhores contrafactuais dos ativos com direito a JCP em 2014.

Baseado na teoria a respeito das variáveis que influenciam a PDD, procedeu-se à construção de dois grupos, com igualdade estatística, diferindo apenas em ser ou não atingido pela lei. Para tanto, recorreu-se às empresas pré-selecionadas que foram classificadas como tratadas ou controle considerando se houve a distribuição ou não de JCP em 2014, pelo método *Propensity Score Matching* (PSM). Tal método avalia se uma ação é um bom contrafactual das ações tratadas por meio de variáveis observáveis e confere melhorias ao método DD ao tornar o pressuposto de Tendência Paralela mais aceitável devido ao pareamento entre tratados e não tratados por características observáveis antes da aplicação da lei. Para obtenção dos *scores* fez-se uso da regressão *logit*[6] conforme especificado na equação (4) de forma que JCP_{i2014} recebe valor unitário caso a empresa i tenha distribuído JCP em 2014 e 0 caso contrário:

$$\begin{aligned} JCP_{i2014} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 comvoto_i + \alpha_2 semvoto_i + \alpha_3 acionista3_i + \alpha_4 roa_i \\ & + \alpha_5 lnat_i + \alpha_6 lpa_i + \alpha_7 ignm_i + \alpha_8 smll_i + \alpha_9 mlcx_i + \alpha_{10} idiv_i + \varepsilon_i . \end{aligned} \tag{4}$$

Das diversas especificações testadas para a regressões *logit*, considerando-se a qualidade de ajuste e o grau de correta classificação, o melhor ajuste para estimar a

[6] Poder-se-ia utilizar duas funções para calcular a probabilidade de uma empresa ter distribuído JCP em 2014: *logit* e *probit*. A *logit* baseia-se no inverso da distribuição acumulada logística enquanto a *probit* na normal. Resultados obtidos por Freitas, Filho, Júnior, e Silva (2013) ao testarem a robustez do *logit* e *probit* concluíram que a *logit* apresenta maior taxa de convergência para amostras de tamanho inferiores a 20 e semelhanças para amostras maiores. Além disso, a *logit* é mais comum quando se busca identificar probabilidades.

probabilidade que motivou empresas a distribuir JCP em 2014 considera o lucro (*lpa*) em 2014 e estrutura de controle (*comvoto* e *semvoto*). A especificação do modelo de melhor ajuste, classifica corretamente 71,52% das empresas, sendo que a medida de sensibilidade é 67,57%, indicando que das 74 empresas que pagaram JCP em 2014, 50 foram classificadas corretamente. Já a especificidade de 75,32% é a taxa de empresas classificadas corretamente como não pagadoras de JCP em 2014. Ou seja, existem empresas que distribuíram JCP em 2014 mas tinham baixa probabilidade em fazê-lo, assim como empresas que não distribuíram e poderiam tê-lo feito. Essas últimas são as principais candidatas a compor o grupo contrafactual, dado que o objetivo é a formação de grupos que sejam estatisticamente idênticos.

Tabela 1. Estatísticas dos Ativos Selecionados – PSM.

Grupo	Quantidade		Participação % no Volume em 2014	
	Empresas	Ações	Médio Trimestral	Em aberto
Tratados	51	58	41,59	44,93
Contrafactual	55	57	19,71	21,49
Total	**106**	**115**	**61,30**	**66,42**

4. Resultados

A Tabela 2 apresenta as estimativas das variáveis de interesse que se mostraram sensíveis,[7] significativamente, à mudança tributária do JCP das ações emprestadas, à exceção do retorno da ações no mercado à vista.

No caso do retorno diário das ações, uma razão admissível para o resultado encontrado pode indicar que a influência do evento na cotação das ações foi pequena frente a outras variáveis de mercado.

Já para as taxas de empréstimos, os coeficientes de interação entre grupo e ano corroboram o apontado pela tendência paralela e pela hipótese do estudo: redução nas taxas de empréstimo em 2015 para as ações das empresas que distribuíram JCP em 2014 quando da imposição de IR sobre JCP para ações em mútuo. Houve queda de 0,28%a.a. para a taxa média ao doador e 0,33%a.a. para o tomador. Diferentemente do retorno, as taxas são sensíveis às mudanças na tributação das operações de empréstimo, pois se constituem no principal custo da operação.

[7] As estimativas das regressões sem as covariáveis para o coeficiente de interação $JCP2014 = 1 \times Ano2015 = 1$ tiveram igual significância às apresentadas na Tabela 2. À exceção foi o coeficiente da variável volume de empréstimo diário cujo coeficiente não foi significativo na regressão sem covariáveis e, após inclusão dessas, passou a ser estatisticamente diferente de zero.

Tabela 2. Efeito da Lei nº 13.043/2014 nas variáveis de interesse.

	Retorno %	Taxa média (%)		Volume Empréstimo (R$ mil)	
		Doador	Tomador	Diário	Aberto
$JCP2014 = 1$	−0,001	−0,229***	−0,206***	2.871,10***	24.238,40***
	(0,025)	(0,052)	(0,057)	(526,40)	(2.352,10)
$Ano\ 2015 = 1$	−0,021	−0,792**	−0,919**	10.553,30***	−1.278,40
	(0,031)	(0,289)	(0,306)	(1.488,10)	(4.530,00)
$JCP2014 = 1$	0,037	−0,282**	−0,332***	1.968,50**	47.239,00***
$\times Ano\ 2015 = 1$	(0,041)	(0,095)	(0,099)	(693,90)	(4.112,70)
N	55.666	32.689	32.689	35.008	55.693
R^2 Aj.	0,155	0,090	0,087	0,374	0,645

A postura não passiva dos doadores onerados, principalmente pessoas físicas, deve justificar as taxas de empréstimos maiores em dias próximos às datas com direito a JCP reportadas em estudos empíricos (Fraga, 2013; Minozzo, 2011; Chague et al., 2017). Ademais, a disposição a pagar taxas maiores requeridas por doadores, pelos tomadores, sugere que o retorno do empréstimo para "barriga de aluguel" mais que compensava os custos. Enquanto outro investidor, para assumir posição vendida, ao se deparar com taxas de empréstimo elevadas, poderia se sentir inibido em concretizar a operação devido aos custos associados, o que tão somente faria caso dispusesse de informação negativa suficiente para compensar o custo do empréstimo e de oportunidade (Miller, 1977). Esse processo era uma fonte limitadora de operações *short*. Dessa forma, há indícios de que, como sugerem Engelberg, Reed, e Ringgenberg (2018), os investidores não apenas consideram o nível da taxa de empréstimo mas também sua volatilidade visto que incertezas futuras constituem-se em risco às operações de *short*.

Em linha com as taxas, houve aumento os volumes de ações negociadas em mútuo. Ao comparar os resultados, pode-se concluir que há robustez no efeito médio estimado pois os volumes possuem períodos distintos devido à restrição de acesso aos dados do mercado de empréstimo: o volume diário exclui os registros de negociações do início dos anos até a primeira quinzena do mês de maio. O efeito médio do tratamento no volume em estoque de posição de empréstimo para ações pagadoras de JCP em 2014 foi um incremento de R$ 48,98 milhões para o modelo sem controles e R$ 47,24 milhões quando esses são inseridos nas regressões. Ambos resultados significantes a 0,1%. Para o volume diário negociado o aumento médio significativo foi de R$ 1,97 milhões.

No que se refere às medidas do nível de empréstimo de ações do mercado em geral, a conclusão é que o aumento foi devido ao incremento da quantidade

de títulos em estoque de posição em empréstimo, resultado condizente com o aumento do volume financeiro. Assim, para o volume financeiro, o efeito-lei é positivo, corroborando a tese inicial de incremento no percentual de ações mantidas em empréstimo. Associando o resultado à redução das taxas de mútuo ao tomador de 0,33% a.a., é plausível que investidores possam assumir posições vendidas com prazos mais longos para ações que distribuíram JCP em 2014 devido aos menores custos incorridos, contribuindo para o aumento dos níveis de estoque de mútuo.

Os resultados assinalam que a imposição do tributo produziu efeitos benéficos às vendas a descoberto ao reduzir as taxas e, por consequência, os custos de operações vendidas, ocasionando em aumento dos volumes negociados e em estoque.

5. Considerações finais

O objetivo foi examinar o efeito da Lei nº 13.043/2014 no mercado de empréstimo e influências no mercado à vista para as ações que, além de distribuírem JCP em 2014, foram ativo-objeto de contratos de mútuo. A hipótese da relação entre o mercado de empréstimo e a redução de restrições à venda a descoberto fundamentou a estratégia empírica. A seleção do período da análise baseou-se na base de dados disponível e início de vigência da lei.

Os resultados evidenciam influências da lei nas negociações sobre JCP das ações em empréstimo, impossibilitando ganhos adicionais por parte dos agentes desonerados. As hipóteses iniciais foram confirmadas, à exceção da relativa aos retornos diários das ações no mercado à vista. Os coeficientes do efeito-lei para as taxas e volume em aberto de empréstimos foram significativos a 0,1% para ambos os modelos (com e sem covariáveis). Já o volume diário de empréstimo tem efeito-lei significativo apenas após inserção das variáveis de controle. Verificou-se que houve aumento dos volumes e do nível geral de empréstimo no mercado, bem como redução das taxas (as mais sensíveis à alteração) para as ações que distribuíram JCP em 2014. O conjunto de alterações indica redução de restrições à venda a descoberto em função da queda nos custos de transação, elevação do volume em mútuo e extensão dos prazos dos contratos de empréstimo.

O estudo contribuiu para o debate do efeito da Lei nº 13.043/2014 no mercado de empréstimo de ações e para o aprofundamento da discussão dos benefícios da redução de restrição à venda a descoberto como forma de proporcionar mais liquidez e transparência ao mercado. Também evidenciou que alterações de caráter legal podem gerar efeitos significativos sobre o mercado, e não apenas aumento de arrecadação ao erário. Convém ressaltar que, nesse caso, o aumento da carga tributária com a imposição de IR sobre JCP de ações em mútuo foi positivo para o mercado ao eliminar a prática da "barriga de aluguel". Os resultados evidenciam que a prática elevava o custo de empréstimo de outras operações, como *hedge* e *pair*

trading, criando entraves para que o mercado de capitais promovesse adequadamente a captação de recursos.

Por fim, revelou indícios de que a prática da "barriga de aluguel", mesmo que não fosse apreciada pelos órgãos reguladores, era realizada, tendo sido extinta apenas por proibição legal.

A principal limitação desse trabalho foi a indisponibilidade da base segregada por tipo de investidor, de ativo, de empréstimo (compulsório/voluntário) e perfil do investidor (tomador/doador), informações que poderiam contribuir para resultados mais contundentes devido à possibilidade de exclusão dos compulsórios, de doadores desonerados, tomadores "onerados" e fundos estrangeiros como tomadores. Tal restrição é a extensão mais explícita para estudos futuros devido à hipótese de que, ao se utilizar apenas as negociações tomadoras dos fundos, o efeito-médio estimado possivelmente fosse ainda mais relevante nas variáveis analisadas.

Referências bibliográficas

Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press.

Castro, D. D. d. (2015). *Impacto de operações de venda a descoberto na eficiência de mercado: The impact of short selling on market efficiency* (Dissertação de Mestrado, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP). http://dx.doi.org/10.11606/D.12.2016.tde-11032016-153615

Chague, F., De-Losso, R., De Genaro, A., & Giovannetti, B. (2017). Well-connected short-sellers pay lower loan fees: A market-wide analysis. *Journal of Financial Economics*, *123*(3), 646–670. http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.12.011

De-Losso, R. D. L. S., De Genaro, A., & Giovannetti, B. C. (2014). *Testing the effects of short-selling restrictions on asset prices.*

Diamond, D. W., & Verrechia, R. E. (1987). Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information. *Journal of Financial Economics*, *18*(2), 277–311. http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(87)90042-0

Engelberg, J. E., Reed, A. V., & Ringgenberg, M. C. (2018). Short-selling risk. *The Journal of Finance*, *73*(2), 755–786. http://dx.doi.org/10.1111/jofi.12601

Fraga, J. B. (2013). *Empréstimo de ações no Brasil* (Tese de Doutorado, Escola de Administração de Empresas de São Paulo, FGV-EAESP/CDAE, São Paulo, SP). https://hdl.handle.net/10438/10738

Freitas, L., Filho, S., Júnior, J., & Silva, F. (2013). Comparação das funções de ligação probit e logit em regressão binária considerando diferentes tamanhos amostrais. *Enciclopédia Biosfera*, *9*, 16.

Gabbi, G., & Giovinazzo, P. (2012). Regulating short selling: The european framework and regulatory arbitrage. *In* G. N. Gregoriou (Org.), *Handbook of short selling* (pp. 199–208). Oxford: Elsevier.

Jones, C. M., & Lamont, O. A. (2001). *Short sale constraints and stock returns* (Working Paper Nº 8494). National Bureau of Economic Research. http://dx.doi.org/10.3386/w8494

Miller, E. (1977). Risk, uncertainty, and divergence of opinion. *Journal of Finance*, *32*(4), 1151–1168. http://dx.doi.org/10.2307/2329297

Minozzo, C. A. S. (2011). *Determinantes da taxa de aluguel de ações no Brasil* (Dissertação de Mestrado). Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, São Paulo, SP.

Mota, L. R. (2014). *The market for borrowing securities in Brazil* (Dissertação de Mestrado, Fundação Getulio Vargas, EPGE, Rio de Janeiro, RJ). http://hdl.handle.net/10438/11738

Roberts, M. R., & Whited, T. M. (2012). *Endogeneity in empirical corporate finance endogeneity in empirical corporate finance*. http://www.ssrn.com/abstract=1748604 http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1748604

Sanvicente, A. Z. (2014). Short-sale constraints, differences of opinion, and overvaluation: A test of the overpricing hypothesis in the Brazilian stock market. *In 38º Encontro da ANPAD – EnANPAD*, Rio de Janeiro.

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). The limits of arbitrage. *The Journal of Finance*, *52*(1), 35–55. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03807.x