ISSN 0034-7140 00004 >
9 770034 714013

FGV

ISSN 0034-7140 (print)
ISSN 1806-9134 (online)
Rio de Janeiro • v. 73 • n. 4 • Out–Dez 2019

FGV

v. 73 • n. 4 • Out–Dez 2019

Revista Brasileira de Economia

rbe

Revista Brasileira de Economia

Do as I do, not as I say: Incentivization and the relationship between cognitive ability and risk aversion
Sergio Almeida

Uma calibragem do modelo de Krugman–Flood–Garber para o caso brasileiro
Aloísio Araujo, Tomás Brisola

A time series analysis of household income inequality in Brazil from 1977 to 2013
Marcel Caparoz, Emerson Fernandes Marçal, Enlinson Mattos

Minimum initial application and price discrimination in the fund market
Rafael de Braga Castilho

Impactos macroeconômicos do choque fiscal de 2015: A regularização de despesas públicas
Marco A. F. H. Cavalcanti, Luciano Vereda, Rafael Zanderer, Matheus Rabelo

O investimento na indústria antes de 1930: Uma análise empírica com registros de empresas da Junta Comercial do Estado de São Paulo, 1911–1920
Michel Deliberali Marson

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. 73 • n. 4 • Out–Dez 2019

rbe

Revista Brasileira de Economia

Sumário

413	Do as I do, not as I say: Incentivization and the relationship between cognitive ability and risk aversion *Sergio Almeida*
435	Uma calibragem do modelo de Krugman–Flood–Garber para o caso brasileiro *Aloísio Araujo, Tomás Brisola*
453	A time series analysis of household income inequality in Brazil from 1977 to 2013 *Marcel Caparoz, Emerson Fernandes Marçal, Enlinson Mattos*
471	Minimum initial application and price discrimination in the fund market *Rafael de Braga Castilho*
489	Impactos macroeconômicos do choque fiscal de 2015: A regularização de despesas públicas *Marco A. F. H. Cavalcanti, Luciano Vereda, Rafael Zanderer, Matheus Rabelo*
529	O investimento na indústria antes de 1930: Uma análise empírica com registros de empresas da Junta Comercial do Estado de São Paulo, 1911–1920 *Michel Deliberali Marson*

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 10.5935/0034-7140.20190019
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Do as I Do, Not as I Say: Incentivization and the Relationship Between Cognitive Ability and Risk Aversion*

Sergio Almeida†

Contents

1. Introduction 413
2. Related Literature 416
3. Methods and Data 417
4. Empirical Method and Results 425
5. Conclusions 430

Keywords
Cognitive ability, risk-preference elicitation, risk-preferences, hypothetical and real choices, incentives

JEL Codes
D12, D81

Abstract · Resumo

Investigamos como o uso de problemas hipotéticos e reais de escolha na mensuração de atitudes com relação a risco podem influenciar a relação entre habilidade cognitiva e aversão à risco que tem sido documentada na literatura. Nossos resultados experimentais sugerem que tal associação é sensível às condições de incentivos dos problemas de escolha usados para medir as preferências com relação à risco. Indivíduos na cauda superior da distribuição de habilidade cognitiva tendem a ser mais propensos a tomar risco. Esse resultado, todavia, só se mantém quando as escolhas envolvem loterias com prêmios hipotéticos. Quando as escolhas são "para valer" (reais), nossos resultados sugerem que não há qualquer correlação entre aversão à risco e habilidade cognitiva. Esses resultados são robustos ao uso de medidas distintas de habilidade cognitiva.

1. Introduction

A large body of experimental research in psychology has demonstrated that individuals differ in their ability to reason and think.[1] Yet economic models of individual choice are often silent about how people's cognitive machinery influences their decision making. In response to this, some economists have begun paying attention to how cognitive ability affects economic behavior. There is now a growing body of empirical research showing that cognitive ability matters in a variety of contexts that are of central importance for economic theory and policy. Individuals with higher cognitive ability seem to be more patient (Sunde, Dohmen, Falk, & Huffman, 2010), more employable (Heckman, Stixrud, & Uruza, 2006), more likely to invest in stocks (Christelis, Jappelli, & Padula, 2010), and more likely to exhibit close-to-equilibrium behavior in strategic games (Burnham, Cesarini, Johannesson, Lichtenstein, & Wallace, 2009). This association

*We are grateful to Robin Cubitt, Martin Sefton and Simon Gachter for their invaluable guidance and detailed suggestions. We are also grateful to Bruno Campos and Bruno Siqueira for their excellent research assistance. We are grateful to the Brazilian Federal Research Agency (CAPES), Nottingham School of Economics (UK) and the Research Council of the State of Sao Paulo (FAPESP) for support to this study.

†Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (USP/FEA), Departamento de Economia. Av. Prof. Luciano Gualberto 908, Sao Paulo, SP, CEP 05508-900, Brasil. 0000-0003-2561-1070

sergio.almeida@usp.br

[1]See, e.g., Neisser et al. (1996).

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

Received on Apr 7th, 2014
Final Acceptance on Jul 2nd, 2019

between cognitive ability and economic behavior is also found in the domain of attitudes towards risk. Frederick (2005), for example, finds that individuals with higher cognitive ability are more willing to take risks. Similar results are found by Benjamin, Brown, and Shapiro (2013), Burks, Carpenter, Goette, and Rustichini (2009), Sunde et al. (2010), and Oechssler, Roider, and Schmitz (2009). These studies focusing on the relationship between cognitive ability and attitudes towards risk have received more attention, possibly because this association has interesting policy implications: if cognitive ability affects risk-taking behavior and cognitive ability is shaped by schooling, then educational and training reforms could help improve individuals' saving and investment habits.[2]

It is not clear, though, why attitudes towards risk are correlated with cognitive ability. A bounded rationality interpretation is that individuals with higher cognitive ability can more easily compute expected value and variance of more complex risky prospects, which would enable them to make choices that more precisely reflect their preferences (see, e.g., Burks et al., 2009). Although plausible, this interpretation is at odds with the existing evidence, for it comes from experiments with arguably simple choices involving binary lotteries. Another possibility is that cognitive ability may be related to attention and intrinsic motivation to take more seriously the tasks used to measure cognitive ability and risk preferences. If that is the case, individuals with higher cognitive ability would look like less averse to risk — assuming that more attention and deliberation translate into less noisy choices that tend to favor riskier options rather than simple and degenerate lotteries with a single sure outcome.

While these interpretations are thought provoking, the existing literature does not provide much evidence of their empirical plausibility. One reason is that it is common to assess individual risk attitudes using elicitation methods that have the same level of complexity.[3] If risk preferences are elicited with simple risky prospects only, it can be argued that individuals with higher cognitive ability will not appear to be relatively more risk-loving as they would if risky prospects demanded more reasoning from subjects. While it is understandable to use methods that are easier for participants to understand, this may bias the results by not fully revealing the differences in risk preferences across the range of cognitive ability.

Another reason is that incentive conditions are mixed across the studies in this literature. Some studies use hypothetical payoffs (e.g., Frederick, 2005), while others provide real monetary incentives (Sunde et al., 2010). But, to the best of our knowledge, no single study has undertaken an analysis of how the provision of monetary incentives affects, through its effects on attention, the relationship between cognitive ability and risk preferences.

This study presents experimental evidence of the role of incentives in risk-elicitation tasks in modulating the effects of cognitive ability on risk aversion. We conducted laboratory experiments in which subjects made both real and hypothetical risky decisions, from which we elicited their willingness to take risks, so that we could observe whether the association between cognitive ability and risk aversion is sensitive to the incentive

[2]For a related view regarding financial literacy, see, for example, Lusardi (2012). See also Hryshko, Luengo-Prado, and Sørensen (2011) for a discussion on the impact of education on the intergenerational transmission of risk aversion.

[3]For a rather comprehensive review of these elicitation methods, see Charness, Gneezy, and Imas (2013).

conditions of the procedures to measure risk preferences. We also examine the robustness of the results to alternative measures of cognitive ability.

There are reasons to believe that the relationship between cognitive ability and risk preferences may be affected by incentive conditions of risk-elicitation tasks and measurement instruments of cognitive ability. Regarding the issue of incentives, a major problem is that choices in real contexts have consequences, whereas choices in hypothetical contexts have none. This could very well generate different responses depending on the context in which the decisions are made. Indeed, several studies have found a "hypothetical bias" of choices people make. This bias is a tendency to understate or overstate their preferences when compared with carefully matched real choices. This propensity to "misrepresent" choice in hypothetical problems *vis-à-vis* real ones has been found, for instance, in the valuation of goods and services (e.g., Cummings, Harrison, & Rutstrom, 1995; Harrison & Rutström, 2008) and risk-taking behavior (e.g., Harrison, 2006).[4] If choice problems with hypothetical consequences are solved in rapid, mindless, and thus less cognitively demanding ways (Kang, Rangel, Camus, & Camerer, 2011), the observed associations between measures of risk aversion (elicited through hypothetical tasks) and cognitive ability would be biased. Regarding methods used to measure cognitive ability, it is well known that the score of an individual can be significantly different between such methods. First, the cognitive domain being assessed by these psychometric tests are arguably different (for a review, see Neisser et al., 1996). Second, they can yield different results depending on format, length and timing conditions.[5]

Despite the importance of these issues, the role of incentivized and hypothetical risk-elicitation mechanisms in the relationship between cognitive ability and risk preferences has not been investigated. Nor has any study examined the sensitivity of this relationship to different cognitive tests. Our paper fills this gap.

The paper has two main results. First, there are differences in the association between cognitive ability and risk aversion between real and hypothetical decisions. We confirm Frederick's (2005) findings that individuals in the upper tail of the cognitive ability distribution are significantly less risk averse than others – higher cognitive ability subjects are 17.5% more likely to choose the risky option than their counterparts in the lower end of the cognitive ability distribution. But we find that this association no longer holds when risk preferences are elicited through real risky choices. Second, the association between cognitive ability and risk aversion (or the lack thereof) is robust to using different tests of cognitive ability that capture different reasoning skills, and arguably types of intelligence.

We are not suggesting that previous studies of this issue are invalid. Rather, we simply highlight the role of incentive conditions in shaping the relationship between cognitive ability and risk preference, urging researchers to replicate these studies with different incentive conditions before the underlying association is believed.

The remainder of the paper is organized into six sections. The next section briefly reviews the related literature. Section 3 describes the design of the main experiment and

[4]For a literature review of settings in which hypothetical/real rewards affect choices, and more importantly, validity tests of theories of decision making, see Camerer and Hogarth (1999).

[5]See, e.g., Norris (1995) and Ackerman and Kanfer (2009).

its descriptive statistics. Section 4 presents, as a robustness exercise, a second laboratory experiment that also investigates whether cognitive ability is related to risk preference applied to a different pool of subjects. Section 5 presents the econometric methodology and the results, and discusses overall findings. The experimental instructions are available upon request from the author.

2. Related Literature

There is an increasing body of literature on the association between cognitive ability and aspects of economic behavior. Some of the papers within this body of research examine the relationship between cognitive ability and risk-taking behavior. These studies measure risk aversion using standard tasks in which subjects are asked to choose between a binary lottery and a sure amount of money. In some of these studies, choices are for real payment, while in others choices involve hypothetical gambles.

Three papers that use hypothetical gambles are Frederick (2005), Campitelli and Labollita (2010), Boyle, Yu, Buchman, Laibson, and Bennett (2011). Frederick, which is a seminal reference on this topic, examines the relation between performance in his three-item "cognitive reflection test" and risk and time preferences. Using a variety of hypothetical choices between a certain amount of money and a gamble, he finds that subjects that answered all test questions correctly, which he calls the "high CRT" group, were more willing to choose the gamble option over the safe one in the domain of gains than the "low CRT" group (those who scored zero). In the domains of losses, however, the "high CRT" group was more willing to play safe and accept a sure loss instead of playing a lottery with a worse expected value.[6] Campitelli and Labollita (2010) also use Frederick's cognitive reflection test and investigate the correlation between cognitive reflection and performance in a number of decision-making tasks, some of them measuring risk preferences. They find that cognitive reflection is positively related to risk taking behavior. Boyle et al. (2011) focus on risk aversion in aging. They use a sample of older individuals who are taking part in a longitudinal clinical-pathological study of common conditions of old age. In their study, cognitive abilities are measured by a battery of tests designed to assess cognition in a variety of domains. They find a negative association of cognitive ability with risk aversion. This finding is robust to the exclusion of individuals exhibiting signs of cognitive decline from their sample.

But there are several studies in the risk aversion and cognitive ability literature in which participants were paid for their choices in the risk-elicitation tasks. Some noteworthy papers are Benjamin et al. (2013), Burks et al. (2009), Sunde et al. (2010), Brañas-Garza, Guillen, and del Paso (2008), Oechssler et al. (2009), Bergman, Ellingsen, Johannesson, and Svensson (2010) and Eckel et al. (2012). Benjamin et al. (2013), for instance, conduct three laboratory studies with high school students in Chile in which they examine the effect of standardized test scores and school grades, proxies for cognitive ability, on risk and time preferences. They find that risk aversion is more common among students with lower cognitive ability. Similar results are found by Sunde

[6] This is the "reflection effect", a well-known pattern of risk-aversion and risk-seeking behavior depending upon whether choices involve gains or losses. See, for instance, Kahneman and Tversky (1979) and Tversky and Wakker (1995).

et al. (2010) and Burks et al. (2009). But the results are more mixed than it seems. The association between cognitive ability and risk aversion is rather weak in one study by Benjamin, Brown, and Shapiro (2013) and evidence of no association between the two is found in Brañas-Garza, Guillen, and del Paso (2008), Eckel et al. (2012), and Epper, Fehr-Duda, and Bruhin (2011).

Although most of these studies suggest that individuals with higher cognitive ability are more likely to take more risks, they do not look at the potential influence of incentives in shaping the sign or magnitude of the association between cognitive ability and risk preferences. We are not aware of any such study, despite the well-known influence of incentives on risk attitudes (see, e.g., Holt & Laury, 2002 and Harrison, Johnson, McInnes, & Rutström, 2005). This is an important gap in the literature, particularly given the rather mixed results.[7]

3. Methods and Data

3.1 Experiment 1

Our first experiment uses a within-subject design to investigate whether the relationship between cognitive ability and risk aversion is affected by whether the risk-elicitation tasks are hypothetical or real. In the remainder of this section, we describe the design, summarize its implementation, and present descriptive statistics.

3.1.1 Design

The experiment consists of a set of tasks designed to elicit subjects' cognitive ability and risk aversion. It was implemented sequentially, on a paper-and-pencil basis, in a three-part procedure, each part completed independently.[8] Figure 1 describes the timeline of this experiment.

Part one elicited measures of cognitive ability. Subjects were asked to complete a timed cognitive test. The test consisted of figures with symbolic patterns presented in the form of a 3×3 matrix with one symbol missing. Test-takers' task in each question was to identify among a set of symbols which one represents the missing element required to complete the pattern in the figure. Our test consists of 12 such questions and is identical to the one applied in the context of the Mexican Family Life Survey.[9] MxFLS describes these tests as a reduced version of Raven's *Advanced Progressive Matrices Test* (APMT).[10] In our version, subjects were given three minutes to fill out the test. We computed two

[7] We acknowledge that divergence in findings among some studies may well stem from aspects of the experimental design other than the incentive conditions.

[8] All subjects were faced with the same sequence of tasks. We did not randomize the order of tasks because performing a cognitive test and answering a socioeconomic questionnaire are, to the best of our knowledge, unrelated to risk preferences. Hence, testing for whether order effects are in fact operating in this setting seemed not necessary and it would be beyond the scope of this paper.

[9] MxFLS documentation can be found at http://www.ennvih-mxfls.org

[10] Raven's *Advanced Progressive Matrices Test* is a 48-question, untimed test that seeks to measure one component of Spearman's g measure of general intelligence, namely *eductive* ability, also known as fluid intelligence (**?**). Eductive ability involves a great deal of problem-solving skills and is one of the best single measures of g, as reported by several studies. For a survey, see Carrol (1993). On fluid intelligence, see (Cattell & Horn, 1978).

scores for each individual: a raw one, which is just the number of questions the person answered correctly, and a difficulty-corrected score, which is the weighted sum of correct answers. Weights applied to each question are given by the inverse of the proportion of correct answers considering results among MxFLS adult test takers. These scores are used as two of the three measures of cognitive ability in this experiment.

Part two consisted of two sections. In section one, we asked subjects to perform a task choice under uncertainty. We asked them to choose between two bets, with real money at stake, involving two states of nature, s and t. Bet A was a constant bet that resulted in a definite outcome of 20 tokens in every state, whereas bet B yielded a higher outcome of 45 tokens in state s and a lower outcome of 10 tokens in state t.[11] The subjects were informed when they made their choices that the probability distribution over states, p_s and $p_t = 1 - p_s$, would be defined as follows: $p_s = [1 - e/10]$, where e is an uncertain event defining an integer number between 0 and 10. Hence, the expected value of act B is increasing in e.[12] Note that participants make their choices before they know the probability of each state. Bet B's uncertainty is resolved at the end of the experiment after all tasks are completed.

We then followed with section two in which we attempted to measure each subject's risk aversion. Following Bohnet, Greig, Herrmann, and Zeckhauser (2008), we did so by asking participants to state the smallest probability p of receiving 45 tokens for which they would choose the uncertain act over the degenerate one with a certain outcome of 20 tokens. A subject's stated "minimum acceptable probability" (henceforth, *MAP*) was binding in the sense that it was used to select the actual bet in the section one task that it is to be used to determine her payoff for this task at the end of the experiment. This was done at the end of the experiment in the following manner: if her *MAP* was larger than the actual p_s in her session (let that be $\hat{p}$), the subject was then assumed to opt for option A and received the sure outcome of 20. If her *MAP* was less than or equal to $\hat{p}$, she was assumed to select the uncertain bet, which left her with a $\hat{p}$-chance of receiving 45 tokens and a $(1 - \hat{p})$-chance of receiving 10 tokens. As long as an individual believes that $\hat{p}$ can take values within an arbitrarily close neighborhood around her *MAP* and conform to the substitution axiom from expected utility theory, her reported *MAP* will be incentive compatible. Therefore, this procedure elicits the true "least favorable" probability distribution over option B's two outcomes, 45 and 10, that the individual regards as better than the sure outcome of option A, 20. Hence, from a subject's *MAP*,

[11] Each token was worth 1 Brazilian Real (at the time, R$1.00=US$0.64).

[12] As part of a larger study, we implemented two treatments that varied the source of uncertainty over the state probabilities by manipulating the nature of the events. In one treatment, the events and therefore the state probabilities were defined by the profiles of choices by the ten subjects in a session as p_s (p_t) is just the proportion of the 10 subjects who chose the safe (uncertain) act. In the other treatment, the events were defined by the distribution of orange and green balls in an urn containing 10 balls of either color; subjects were told that a machine that followed an unknown process selected the distribution. In this case, p_s (p_t) was the proportion of orange (green) balls. From a descriptive point of view, there is no reason to believe that the subjective mapping of events into state probability distributions will systematically differ between the two treatments, as predicted by most models of decision making under uncertainty. Nonetheless, our data analysis controls for potential treatment effects that might affect the degree to which a subject's choice in this step is consistent with her subjective probability distribution over states of nature.

we can infer all of the probability distributions over 45 and 10 tokens that are strictly preferred to the option of 20 tokens.

Part three was implemented after the subjects had made their choices. They were asked to fill out a brief questionnaire containing information regarding their socioeconomic status. In the questionnaire, we also presented subjects with a hypothetical risk-elicitation task. In this task, a subject has to choose one of six 50-50 lotteries. Table 1 presents the hypothetical money prizes in these lotteries, with negative entries meaning losses. Note that lottery *L1* is a degenerate lottery that would pay 20 with certainty, lottery *L4* is a simple one with one nonzero outcome and the remaining lotteries are all binary prospects with nonzero outcomes. While the expected value is maximized by choosing lottery *L6*, turning down the sure 20 (*L1*) for any of the other options clearly involves some degree of risk. The "downside" and "upside" risks of choosing the other lotteries are all increasing as one moves from lottery *L2* to *L6*. In the spirit of Frederick (2005), we characterize risk-taking behavior in this task in a binary way defining risk-averse behavior as a choice for the safe gamble (*L1*) and risk-seeking behavior as a willingness to take risks at all (from *L2* to *L6*).[13]

In the same questionnaire, the subjects were also asked to undertake Frederick's (2005) cognitive reflection test. This is a simple three-item test designed to measure the ability to control impulsive thinking, that is, the ability to suppress an erroneous answer to a problem that springs "impulsively" to mind (Frederick, 2005, p.27). Scores in this test are used as an alternative measure of cognitive ability of subjects in this experiment. Since performance in this test is clearly aided by acquired knowledge, the scores provide a measure of reasoning skill that is likely distinct from the one captured by the test implemented in part one. Since correctly answering this test depends on previously acquired learning and knowledge, we believe the scores in this test can be viewed as a measure of crystallized intelligence, which, psychologists argue is very distinct from the type of the cognitive ability captured by the Raven-like test implemented in part one.[14]

Table 1. Hypothetical 50–50 Lotteries.

Lottery	Prize 1	Prize 2
L1	20	20
L2	10	40
L3	5	50
L4	0	60
L5	−10	80
L6	−30	100

[13] While loss aversion may affect the choice among the hypothetical lotteries, the simple measure of risk aversion we use isolates this issue, as it is not sensitive to the loss avoidance that may account why a subject would pick *L2* to *L3* but not *L5* or *L6*.

[14] For a discussion of the fluid and crystallized forms of cognitive ability, see Cattell and Horn (1978) and Carrol (1993).

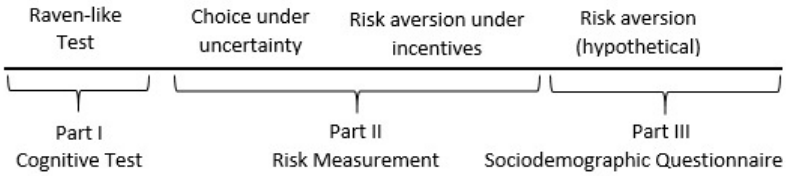


Figure 1. Timeline of Experiment 1.

3.1.2 Administration

This experiment was conducted in Sao Paulo, Brazil, with students of the University of Sao Paulo, the largest institution of higher learning in Latin America. Approximately 200 subjects took part in the experiment. We conducted 20 sessions with 10 participants in each session.[15] The experiment was conducted in paper-and-pencil format with sessions lasting no more than 80 minutes.

Upon their arrival, subjects sat at visually isolated desks. Instructions to each part of the experiment were distributed separately and read aloud by the experimenter as subjects read them along on paper. After the entire experiment was completed, we resolved the uncertainty about p in the lottery choice problem, conducted the lottery for those who chose it, and paid the subjects based on the outcome.[16] At the end, each token earned in the experiment was converted to money. A participation fee of R$5 was added to the earnings in the experiment, yielding an average payment of R$29.09 (US$18.62) per participant.

3.1.3 Descriptive Statistics

Table 2 presents overall statistics for the subjects in Experiment 1. Most are male and white with an average age of 22.3 years. Socioeconomic background corresponds to what is expected in this population at the University of Sao Paulo, with slightly more than 70% of parents having at least a college degree and 43.5% of households having per capita income above four times the minimum monthly wage.

The majority of the students attending the sessions were enrolled in social sciences and humanities degree programs, less than half of whom were economics majors. On average, our subjects correctly answered two out of the three questions in the cognitive reflection test. In the timed fluid-intelligence test, slightly more than 50% of the answers were correct.

Finally, Table 2 also indicates that subjects were way more likely to choose the risky option in both the incentivized and hypothetical choice contexts. Notice, however, that

[15] Except for one of the sessions, which had seven participants, leaving us with a sample of 197 subjects.

[16] Uncertainty was resolved at the end of the experiment to avoid that some of the participants, upon knowing how much they earned in the risk task, felt unmotivated to answer the socioeconomic questionnaire seriously and honestly. It is worthy noting that findings in any experiment are always conditional to the setting implemented. Order effects may be operating at any experiment. But unless the primary goal is to investigate how the sequence of every task and administration procedure interact with outcomes, the exact choice of task and overall implementation sequence tends to follow that of the other experimental papers on the same subject matter. In most risk-elicitation experiments, lotteries are resolved and paid at the end of the experiment.

Table 2. Summary Statistics for Subjects in Experiment 1.

	Mean	(se)	Standard-deviation
Demographics			
Male	0.599	(0.035)	0.491
White	0.705	(0.032)	0.457
Black	0.170	(0.027)	0.377
Age (in years)	22.249	(0.256)	3.599
Socio-economic background			
Head of household has college degree or more	0.716	(0.032)	0.452
Household per-capita income above 4 minimum-wages	0.435	(0.035)	0.497
Household with 4 or 5 members	0.533	(0.036)	0.500
Household more than 5 members	0.086	(0.020)	0.282
Field of study			
Social Sciences	0.574	(0.035)	0.496
Exact and Biological Sciences	0.066	(0.018)	0.249
Economics major	0.203	(0.029)	0.403
Cognitive ability			
Cognitive Reflection Test scores (0–3)	1,954	(0.075)	1,051
Fluid Intelligence Test raw scores (0–12)	7,827	(0.117)	1.635
Fluid Intelligence Test difficulty-weighted scores (0–12)	5,932	(0.138)	1.936
Choices			
Risky option (incentivized choice)	0.751	(0.031)	0.432
Risky option (hypothetical choice)	0.858	(0.025)	0.349
Observations		197	

Notes: Difficulty-corrected score are weighted sum of correct answers, where the weights are given by the inverse of the proportion of correct answers considering results among adult test takers in the Mexican Family Life Survey (http://www.ennvih-mxfls.org), from where we borrow the test.

conservative choices are seen more frequently in the incentivized than in the hypothetical setup.

3.2 Experiment 2

We report in this section a second experiment to examine the relationship between risk aversion and cognitive ability in an incentivized setting. Before introducing the experimental design, procedures and descriptive statistics, a caveat is in order. The experiment has the advantage of using a set of risk-elicitation tasks rather than just one, but was not primarily designed to examine the issue of hypothetical and real incentives as attitudes toward risk. We explore its results for two reasons. First, it adds weight to results from Experiment 1, in that it replicates the finding that cognitive ability does not appear to be related to risk aversion with a different pool of subjects. Second, besides eliciting risk aversion, subjects were requested to complete two different cognitive tests: Frederick's (2005) cognitive reflection test and a test that assesses quantitative and sequential reasoning (logical), to allow analyzing whether the relationship between cognitive ability and risk aversion is robust to the use of different cognitive tests.

3.2.1 Design

This experiment consists of a set of risk-elicitation tasks and a cognitive test. First, subjects face a sequence of 12 choice tasks designed to elicit their risk attitudes. Then they are asked to complete a timed cognitive test. Figure 3 describes the timeline of this experiment.

In each risk-elicitation task, a subject faces a number of pairwise choice problems in a table. Each problem is to choose between an amount of money with certainty and a given binary lottery L (chance $p(x)$ to win x and $p(y) = 1 - p(x)$ to win y, where $x > y > 0$). The certain money option is systematically decreased from x to y by a constant amount, say δ, when proceeding down the table.[17] The row at which an individual switches from choosing the sure money to L (if at all) can then be used to estimate a nonparametric measure of risk aversion: the subject's risk premium for that lottery. The risk premium for a lottery L is the certain amount of money an individual would forego in order to avoid the risk inherent to L.

Figure 2 below presents a screenshot of the set of pairwise problems presented to subjects in a given risk task. In this example, the task consists of eliciting the cash equivalent of the lottery L (8.00, 1/5; 4.00, 4/5), where the fractions indicate the probabilities of winning, and the integer numbers indicate the winnings.

Each decision row on the screen constitutes a choice problem, which is to choose between option A, a sure sum, or option B, the lottery. Subjects are asked to indicate their preference for each choice problem. Under EUT, an individual will choose A in decision 1 and B in decision 17, switching from A to B at some point in between. Thus, provided a subject starts by choosing A and switches once, task responses can be reduced to a

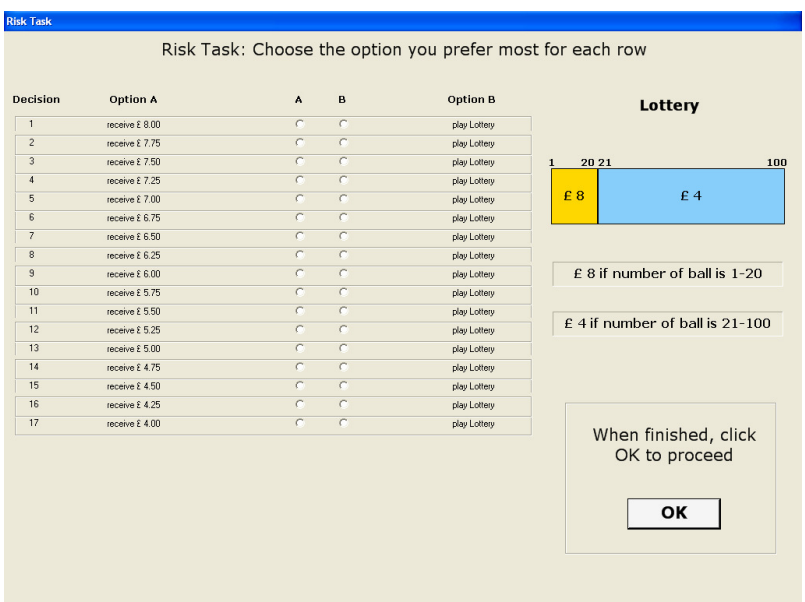


Figure 2. Timeline of Experiment 2.

[17] $\delta = 0.25$ in all lottery tasks in this experiment.

single number: the decision row number at which the subject switched from option A to option B.[18]

We summarize the risk aversion of a subject in the experiment by computing his or her *risk-propensity score*, which is simply the number of tasks in which the subject made a risk-averse choice. In a given risk-elicitation task, this amounts to having a positive risk premium for the lottery option in that task. Table 3 shows the lottery options for each risk-elicitation task.

The cognitive test, like other psychometric tests, is a set of questions that seek to assess a range of reasoning skills. The test contains nine questions. Subjects were given 60 seconds per question. The test is divided into three sections: three for each of cognitive reflection, mathematical reasoning and sequential reasoning sections. The cognitive reflection section is the three-item test designed to measure ability to control impulsive thinking (Frederick, 2005) also completed by subjects in Experiment 1. The mathematical section is very much like the GRE-Quantitative test, requiring understanding of elementary arithmetic and algebra.[19] The sequential reasoning section, in turn, covers the analysis of patterns and deductive reasoning in arithmetic and geometric contexts. We derive two measures of cognitive ability from this test: one from the raw scores obtained in the cognitive reflection section, and another from the raw scores obtained in the mathematical and sequential reasoning sections.

It is worth noting that the reasoning skills measured by this test are, arguably, not very different from the ones measured by the cognitive tests used in Experiment 1, since reflectiveness and mathematical and sequential reasoning could all be reduced to either crystallized or fluid forms of intelligence (see, e.g., Horn & Cattell, 1966). This overlap is a desirable feature, since it provides us with a cleaner test of the robustness of the association between cognitive ability and risk aversion to the instruments used to measure cognitive ability and not to different types of intelligence at work, which is always hard to identify and distinguish.

Table 3. Lottery Options.

Lottery	Prize 1 (x)	Pr(x)	Prize 2 (y)	Pr(y)
L1	8	0.3	4	0.7
L2	16	0.2	10	0.8
L3	6	0.4	3	0.6
L4	9	0.3	4	0.7
L5	9	0.2	3	0.8
L6	6	0.3	3	0.7

[18] The piece of software we created for this task allowed the subjects to economize on "clicking effort", and in doing so guaranteed a maximum of one switch. We view this feature as an advantageous one, as it prevents boredom and guarantees usable data while still leaving plenty of scope for cognitive ability to affect behaviour.

[19] A great deal of research has been conducted to investigate reasoning abilities measured by the GRE, see (Powers & Kaufman, 2004) and (Kuncel, Hezlett, & Ones, 2001), and references therein.

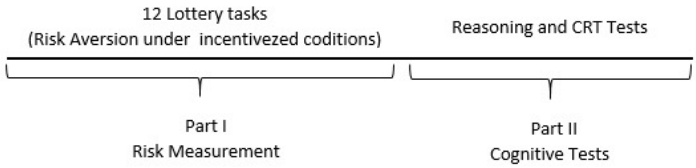


Figure 3. Timeline of Experiment 3.

3.2.2 Administration

This experiment was conducted at CeDEx laboratory of the University of Nottingham, England. A total of 106 subjects took part in the experiment. Most were undergraduate students with different majors. The experiment was computerized and used a proprietary program developed for this experiment. We ran the experiment in 16 sessions over four days. Sessions lasted about 60 minutes.

Upon their arrival, the subjects sat at visually isolated desks. Instructions for each part of the experiment were distributed separately and read aloud by the experimenter as the subjects read them on paper. After we explained what risk-elicitation tasks would look like, the subjects started completing a series of twelve risk-elicitation tasks with the understanding that only one of their choices would be selected at random at the end of the experiment to determine their earnings. For the selected task, earnings were determined according to the option they chose in the selected choice problem. If they chose Option A, they received the amount of money it specified, whereas if they chose Option B, the risky option, they played the lottery, where the risk was resolved by drawing a chip from a bag containing 10 numbered chips and receiving the payoff according to what the lottery specified in British pounds (at the time, £1.00 = US$1.98). On average, the subjects earned £6.70 (US$13.27).

3.2.3 Descriptive Statistics

Table 4 presents overall statistics for the subjects in Experiment 2. There are slightly more female students engaging on the activities, and most are white with average age of 20 years. The socioeconomic background information indicated that approximately 30% of parents had at least a MSc degree and 17% had yearly household income above £15 thousand.

Forty percent of students attending the sessions were from the University's social sciences division, with another 19% coming from the exact sciences. On average, our subjects responded correctly to one out of the three questions in the cognitive reflection test. The same pattern was also seen in the quantitative reasoning test. Students did extremely well on the sequential reasoning test, scoring on average 2.5 out of 3 points. Table 4 also indicates that in the 12 incentivized choices they faced in the experiment, the average student picked the risky option 70% of the time.

Table 4. Summary Statistics for Subjects in Experiment 2.

	Mean	(se)	Standard-deviation
Demographics			
Male	0.472	(0.049)	0.502
White	0.623	(0.047)	0.487
Age (in years)	19.943	(0.154)	1.585
Socio-economic background			
Head of household has MSc degree or more	0.302	(0.045)	0.461
Household income $>$ £ 15,000	0.170	(0.037)	0.377
Field of study			
Social Sciences	0.406	(0.048)	0.493
Exact Sciences	0.189	(0.038)	0.393
Cognitive ability			
Cognitive Reflection Test scores (0–3)	0.915	(0.096)	0.987
Quantitative reasoning raw scores (0–3)	0.915	(0.075)	0.770
Sequential reasoning raw scores (0–3)	2.500	(0.057)	0.590
Choices			
Proportion of risky options in 12 tasks (incentivized choice)	0.691	(0.025)	0.462
Observations		106	

4. Empirical Method and Results

4.1 Econometric Specifications

We examined the data from the experiments using simple linear regression techniques (ordinary least squares). We measured the impact of cognitive ability over the propensity to opt for the risky option by computing dichotomic indicator functions that classified individuals either as above or below the median performance in each of our tests. For the case of Experiment 1, we also performed empirical analyses with continuous versions of the cognitive test scores. More specifically, we fitted the following models[20] to the data:

$$y_{is} = \alpha_1 HighScore_i + \alpha_1 LowScore_i + \eta_s + \phi_{is}, \quad (1)$$

$$y_{is} = \beta_0 + \beta_1 Score1_i + \beta_1 Score2_i + \theta_s + \epsilon_{is}, \quad (2)$$

where y_{is} is a binary variable taking the value one when individual i in session s picks the risky option. As presented above, $HighScore_i$ and $LowScore_i$ are indicators for above and below the median score in cognitive tests, respectively. $Score1_i$ and $Score2_i$ stand for the continuous scores in alternative cognitive tests.

These models compute raw differences in means (or associations, in the continuous case). We also estimated alternative versions that included covariates aiming at reducing

[20] There are a variety of estimation techniques that can be used to analyze these data. Although a random utility model, within the class of discrete choice models, can be used to estimate risk aversion, we opted for using the willingness to take risks elicited in our choice problems (arguably, a raw measure) to maintain comparability with most of the experimental literature on risk aversion

the chance of omission biases in our estimates. That is:

$$y_{is} = \alpha_1 HighScore_i + \alpha_1 LowScore_i + \delta' X_i + \eta_s + \psi_{is}, \quad (3)$$

$$y_{is} = \beta_0 + \beta_1 Score1_i + \beta_1 Score2_i + \delta' X_i + \theta_s + \lambda_{is}, \quad (4)$$

with X_i as a vector with control variables that includes age, gender and household socioeconomic status. In the estimation of standard errors in all models, we took into consideration the possible correlation of unobservables (η_s) within each session by clustering.

4.2 Results and Discussion

Our first set of results regarding Experiment 1 is presented in two panels in Table 5. Panel A focuses on specifications that utilize dichotomized versions of cognitive test results while Panel B explores continuous versions of the test scores. Two sets of three columns are presented. Columns 1 to 3 show results from the incentivized risk-elicitation task, while Columns 4 to 6 are related to the hypothetical risk-elicitation task.

Results from the first three columns suggest there is no statistically significant difference between cognitive groups with regard to propensity to take risks. The second set of columns (Columns 4 to 6), however, indicates that based on choices in the hypothetical task our conclusion would have been dramatically different. For both measures of cognitive ability, high scores are significantly associated with larger probability of risky choices. The difference in choices between individuals with high CRT and low CRT scores amounts to 13.8 percentage points (or 18.8% in relative terms). In the case of fluid intelligence scores, such difference amounts to 10.6%. These differences are significant even when the impact of both cognitive tests is examined using joint-significance statistics.

Our non-significant results in incentivized settings are corroborated by findings from Experiment 2 (run with a different population of subjects). Table 6 reproduces econometric results, which overwhelmingly indicate there is no reason to believe that higher cognitive ability is statistically associated with higher propensity to opt for risk lotteries. This is the case for any of the cognitive tests employed in Experiment 2. This result is a robustness check of the ones presented above for Experiment 1.

Our final set of results is presented in Table 7. We reproduce the estimations of differences between high- and low-ability individuals in both experiments, but this time we include controls for demographic and socioeconomic characteristics of subjects. There is no qualitative change in the conclusions presented above. We have reason to believe that incentivization eliminates the positive statistical relation between cognitive ability and risk taking behavior seen in hypothetical tasks. To sum up, within the same group of subjects, we find that while higher cognitive ability (measured by different tests) leads to more risk taking behavior in hypothetical tasks, there is no such relation when real money is at stake.

Nevertheless, some caution is in order regarding these conclusions. A potential problem with our design regarding the existence of a "hypothetical bias" driving the relationship between cognitive ability and risk aversion is that specificities of the risk-elicitation tasks differ between real and hypothetical treatments. While one might

Table 5. Risk-Taking Behavior by Cognitive Ability Group (Experiment 1).

	Incentivized risk-elicitation task			Hypothetical risk-elicitation task		
	Proportion picking risky option (1)	Proportion picking risky option (2)	Proportion picking risky option (3)	Proportion picking risky option (4)	Proportion picking risky option (5)	Proportion picking risky option (6)
Panel A: Dichotomized cognitive-ability measures						
High-ability (above median CRT score)	0.792**	–		0.872**	–	
	(0.0515)			(0.0474)		
Low-ability (below median CRT score)	0.736**	–		0.733**	–	
	(0.0833)			(0.0551)		
High Vs. Low Difference	0.056	–	0.055	0.138**	–	0.132*
	(0.0786)		(0.0792)	(0.0698)		(0.0731)
High-ability (above median Fluid-intelligence score)	–	0.788**		–	0.876**	
		(0.0659)			(0.0474)	
Low-ability (below median Fluid-intelligence score)	–	0.764**		–	0.792	
		(0.0557)			(0.0445)	
High Vs. Low Difference	–	0.024	0.0203	–	0.084**	0.0740*
		(0.0554)	(0.0550)		(0.0392)	(0.0386)
F-Test joint significance			0.0320			7.2900
p-value			0.7325			0.0045**
Panel B: Continuous measures of cognitive ability						
CRT score (0-3)			0.0309			0.0733**
			(0.0361)			(0.0250)
Fluid-intelligence z-score			0.0079			0.0701**
			(0.0416)			(0.0248)
F-Test joint significance			0.37			11.84
p-value			0.6981			0.0005**

Notes: Standard-errors in parentheses are clustered at the session level. Controls include gender, age, education of household head, household income and number of household members.
* indicates significance at 10%, and ** significance at 5%.

Table 6. Risk-Taking Behavior by Cognitive Ability Group (Experiment 2).

		Incentivized risk-elicitation tasks		
	Proportion picking risky option (CRT only) (1)	Proportion picking risky option (Quant. Reasoning only) (2)	Proportion picking risky option (Seq. Reasoning only) (3)	Proportion picking risky option (All cognitive) (4)
High-ability (above median CRT score)	0.713 **	–	–	
	(0.0389)			
Low-ability (below median CRT score)	0.683 **	–	–	
	(0.0240)			
High Vs. Low Difference	0.030	–	–	0.027
	(0.0480)			(0.0478)
High-ability (above median quantitative reasoning score)	–	0.710 **	–	
		(0.0498)		
Low-ability (below median quantitative reasoning score)	–	0.685 **	–	
		(0.0207)		
High Vs. Low Difference	–	0.025	–	0.0218
		(0.0553)		(0.0525)
High-ability (above median sequential reasoning score)	–	–	0.682 **	
			(0.0404)	
Low-ability (below median sequential reasoning score)	–	–	0.701 **	
			(0.0400)	
High Vs. Low Difference	–	–	−0.019	−0.0201
			(0.0699)	(0.0698)
F-Test joint significance				0.34
p-value				0.7945

Notes: Standard-errors in parentheses are clustered at the session level. Sample has 106 observations.
* indicates significance at 10%, and ** significance at 5%.

Table 7. Risk-Taking Behavior by Cognitive Ability Group (Models with controls).

	Incentivized risk-elicitation tasks			Hypothetical risk-elicitation task		
	Proportion picking risky option (1)	Proportion picking risky option (2)	Proportion picking risky option (3)	Proportion picking risky option (4)	Proportion picking risky option (5)	Proportion picking risky option (6)
Panel A: Experiment 1 (197 subjects), linear probability regression analysis						
High CRT Vs. Low CRT Difference	0.031		0.033	0.128 *		0.123 *
	(0.0747)		(0.0776)	(0.0689)		(0.0719)
High fluid-intelligence Vs. Low fluid-intelligence Difference		0.020	0.017		0.061	0.049
		(0.0606)	(0.0595)		(0.0386)	(0.0392)
F-Test joint significance			0.1300			5.1000
p-value			0.8806			0.0168 **
Panel B: Experiment 1 (197 subjects), linear probability regression analysis with continuous measures of cognitive ability						
CRT score (0-3)			0.021			0.068 **
			(0.0345)			(0.0245)
Fluid-intelligence z-score			0.004			0.051 **
			(0.0479)			(0.0236)
F-Test joint significance			0.1900			11.2700
p-value			0.8256			0.0006 **
Panel C: Experiment 2 (106 subjects), generalized linear model analysis						
High CRT Vs. Low CRT Difference	−0.006	–	−0.006			
	(0.0526)		(0.0529)			
High quantitative-reasoning Vs. Low quantitative-reasoning Difference	–	0.002	0.004			
		(0.0633)	(0.0605)			
High sequential-reasoning Vs. Low sequential-reasoning Difference	–		−0.015			
			(0.0708)			
F-Test joint significance			0.07			
p-value			0.9955			

Notes: Standard-errors in parentheses are clustered at the session level. Controls in Experiment 1 include gender, age, educaton of household head, household income and number of household members. Controls in Experiment 2 include gender, age, race, educaton of household head, and household income.
* indicates significance at 10%, and ** significance at 5%.

be concerned with the threat to internal validity that this poses, it should be noted that using the same task between incentive conditions would have the disadvantage of either forcing the adoption of a between-subject design, which is a less powerful comparison, or creating a confounding problem, since subjects could think we were testing for consistency and respond accordingly.

We think that even considering this caveat, our findings are informative in that they suggest an additional instance of how the "hypothetical choice bias" can lead to misleading conclusions. Also, they are in line with the recent literature on this topic.

The claim seems striking in light of several experimental studies that since Frederick (2005), have documented evidence that greater risk aversion is associated with lower cognitive ability (Sunde et al., 2010, Burks et al., 2009, Benjamin et al., 2013 and Booth, Cardona-Sosa, & Nolen, 2014). But the evidence on how attitudes toward risk relates to cognitive ability is not so clear-cut in studies using observational data on risky behavior. Boyer (2006) and Müller et al. (2013), for instance, find that those with higher cognitive ability tend to engage in behavior that is *less* risky, while Brañas-Garza, Guillen, and López del Paso (2008) and Taylor (2013) find no relation between computational and cognitive ability and measured risk aversion. Also, and perhaps more importantly, our results are in line with recent results from Andersson, Holm, Tyran, and Wengström (2016). They show that noisy decision making can bias individual responses in risk-elicitation tasks in ways that are related to cognitive ability, such that a correlation between risk attitudes and cognitive ability can be entirely spurious. This supports the claim that our results are informative about the relationship between cognitive ability and risk aversion.

5. Conclusions

There is now a large body of both theoretical and empirical work in psychology indicating a fair amount of heterogeneity exists among individuals in their mental capabilities.[21] It is hardly controversial that the ability to reason, plan, learn, and think abstractly indeed differs from one person to another. However, standard economic models assume that individuals deploy the same "cognitive machinery" to find solutions to all the economic problems they face. As a consequence, individual behavior in a real-world setting can look very different from that based on theoretical models that disregard differences in cognitive abilities.

An increasing number of studies have been addressing this issue empirically. They investigate how economic behavior differs between cognitive groups. Part of this literature has focused on the role played by cognitive ability on attitudes towards risk. The majority of those studies use laboratory experiments to investigate whether those with greater cognitive ability are more or less likely to take risks. In some of these studies, individuals' risk aversion is elicited through a set of hypothetical choices that have no real money at stake. Hypothetical choices are common in experimental psychology but tend to be viewed with suspicion by economists as a good forecast of the actual course of action one would see in real decisions. We believe they are right in taking the evidence with a grain of salt.

[21] For a comprehensive review of the literature on intelligence testing, see, e.g., Neisser et al. (1996).

Our study investigated this issue in the context of risk-taking behavior and its relationship with cognitive ability. A simple laboratory experiment was designed and implemented to test the hypothesis that the association between cognitive ability and risk aversion is not affected by whether risk aversion is measured through hypothetical or real choices. We also looked at the sensitivity of the relationship between cognitive ability and risk aversion to differences in cognitive tests. In particular, we employed tests that differ in their degree of association with "crystallized intelligence" (intelligence reliant on accumulated knowledge).

The evidence from our two laboratory studies indicates that higher cognitive ability is *not* associated with lower levels of risk aversion measured through real risky choices, even after controlling for demographic and socioeconomic heterogeneity. Furthermore, and perhaps more surprisingly, the results of our main experiment show that individuals with higher cognitive ability are less likely to display risk averse behavior, but only when hypothetical risky-elicitation tasks are employed. This result suggests an additional instance of how the "hypothetical choice bias" can lead to misleading conclusions.

While we acknowledge that differences in risk-elicitation tasks between the experimental designs we use may create a confounding variable, we tried to mitigate this by using a discrete-choice-based risk aversion measure that is less sensitive to differential random errors in decision making that could arise from each preference-elicitation task at hand in each experiment. The recent findings by Andersson et al. (2016) showing evidence that any association between measured risk preferences and cognitive ability can be spurious and produced, in fact, by an association of cognitive ability and the propensity to make mistakes in risk-elicitation tasks (and not risk preferences) may be seen as some assurance that our qualitative results are not off the mark. In light of this,

Our results have immediate implications for studies concentrated on investigating whether cognitive capacity has a bearing on aspects of human economic behavior: some of the aspects that may account for the individual differences in performance for particular levels of cognitive ability, such as performance errors, heuristic decision-making, and computational limitations, can be mitigated if decisions have real economic consequences. The reason is simple: individuals might deploy different combinations of effort and analytical reasoning depending on the stakes at play. This is consistent with recent findings that the documented association between cognitive ability and risk preferences may be driven by noisy decision making, which proper incentivization can help to reduce.[22] More specifically, our study provides some tentative evidence that if risk-elicitation tasks used in the literature do capture risk preferences, and the cognitive tests we use are reliable measurement instruments of reasoning skills, then the finding that individuals with higher cognitive ability are willing to take more risks should be further examined.

References

Ackerman, P. L., & Kanfer, R. (2009). Test length and cognitive fatigue: An empirical examination of effects on performance and test-taker reactions. *Journal of Experimental Psychology Applied*, *15*(2), 163–181. http://dx.doi.org/10.1037/a0015719

[22] For evidence, see Camerer and Hogarth (1999).

Andersson, O., Holm, H. J., Tyran, J.-R., & Wengström, E. (2016). Risk aversion relates to cognitive ability: Preference or noise? *Journal of the European Economic Association*, *14*(5), 1129–1154. http://dx.doi.org/10.1111/jeea.12179

Benjamin, D. J., Brown, S. A., & Shapiro, J. M. (2013). Who is "behavioral"? Cognitive ability and anomalous preferences. *Journal of the European Economic Association*, *11*(6), 1231–1255. http://dx.doi.org/10.1111/jeea.12055

Bergman, O., Ellingsen, T., Johannesson, M., & Svensson, C. (2010). Anchoring and cognitive ability. *Economics Letters*, *107*(1), 66–68. http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2009.12.028

Bohnet, I., Greig, F., Herrmann, B., & Zeckhauser, R. (2008). Betrayal aversion: Evidence from Brazil, China, Oman, Switzerland, Turkey, and the United States. *American Economic Review*, *98*(1), 294–310. http://dx.doi.org/10.1257/aer.98.1.294

Booth, A., Cardona-Sosa, L., & Nolen, P. (2014). Gender differences in risk aversion: Do single-sex environments affect their development? *Journal of Economic Behavior & Organization*, *99*, 126–154.

Boyer, T. W. (2006). The development of risk-taking: A multi-perspective review. *Developmental Review*, *26*(3), 291–345. http://dx.doi.org/10.1016/j.dr.2006.05.002

Boyle, P. A., Yu, L., Buchman, A. S., Laibson, D. I., & Bennett, D. A. (2011). Cognitive function is associated with risk aversion in community-based older persons. *BMC Geriatrics*, *11*(article 53), 1–8. http://dx.doi.org/10.1186/1471-2318-11-53

Brañas-Garza, P., Guillen, P., & del Paso, R. L. (2008). Math skills and risk attitudes. *Economics Letters*, *99*(2), 332–336. http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2007.08.008

Brañas-Garza, P., Guillen, P., & López del Paso, R. (2008). Math skills and risk attitudes. *Economics Letters*, *99*(2), 332–336. http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2007.08.008

Burks, S. V., Carpenter, J. P., Goette, L., & Rustichini, A. (2009). Cognitive skills affect economic preferences, strategic behavior, and job attachment. *PNAS – Proceedings of the National Academy of Sciences of the USA*, *106*(19), 7745–7750. http://dx.doi.org/10.1073/pnas.0812360106

Burnham, T. C., Cesarini, D., Johannesson, M., Lichtenstein, P., & Wallace, B. (2009). Higher cognitive ability is associated with lower entries in a *p*-beauty contest. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *72*(1), 171–175. http://dx.doi.org/10.1016/j.jebo.2009.05.015

Camerer, C. F., & Hogarth, R. M. (1999). The effects of financial incentives in experiments: A review and capital-labor-production framework. *Journal of Risk and Uncertainty*, *19*(1-3), 7–42. http://dx.doi.org/10.1023/A:1007850605129

Campitelli, G., & Labollita, M. (2010, June). Correlations of cognitive reflection with judgements and choices. *Judgement and Decision Making*, *5*(3), 182–191. http://journal.sjdm.org/10/91230/jdm91230.pdf

Carrol, J. B. (1993). *Human cognitive abilities: A survey of factor-analytic studies*. New York: Cambridge University Press.

Cattell, R. B., & Horn, J. L. (1978). A check on the theory of fluid and crystallized intelligence with description of new subtest designs. *Journal of Educational Measurement*, *15*(3), 139–164. http://dx.doi.org/10.1111/j.1745-3984.1978.tb00065.x

Charness, G., Gneezy, U., & Imas, A. (2013). Experimental methods: Eliciting risk preferences. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *87*(March), 43–51. http://dx.doi.org/10.1016/j.jebo.2012.12.023

Christelis, D., Jappelli, T., & Padula, M. (2010). Cognitive abilities and portfolio choice. *European Economic Review*, *54*(1), 18–38. http://dx.doi.org/10.1016/j.euroecorev.2009.04.001

Cummings, R. G., Harrison, G. W., & Rutstrom, E. E. (1995). Homegrown values and hypothetical surveys: Is the dichotomous choice approach incentive-compatible? *American Economic Review*, *85*(1), 260–266. http://dx.doi.org/https://www.jstor.org/stable/2118008

Eckel, C. C., Grossman, P. J., Johnson, C. A., Oliveira, A. C. M. d., Rojas, C., & Wilson, R. K. (2012). On the development of risk preferences: Experimental evidence. , *45*(3). http://dx.doi.org/10.1007/s11166-012-9156-2

Epper, T., Fehr-Duda, H., & Bruhin, A. (2011). Viewing the future through a warped lens: Why uncertainty generates hyperbolic discounting. *Journal of Risk and Uncertainty*, *43*(3), 169–203. http://dx.doi.org/10.1007/s11166-011-9129-x

Frederick, S. (2005). Cognitive reflection and decision making. *Journal of Economic Perspectives*, *19*(4), 25–42. http://dx.doi.org/10.1257/089533005775196732

Harrison, G. W. (2006). Hypothetical bias over uncertain outcomes. In J. List (Ed.), *Using experimental methods in environmental and resource economics.* Northhampton, MA: Elgar.

Harrison, G. W., Johnson, E., McInnes, M. M., & Rutström, E. E. (2005). Risk aversion and incentive effects: Comment. *American Economic Review*, *95*(3), 897–901. https://www.jstor.org/stable/4132748

Harrison, G. W., & Rutström, E. E. (2008). Experimental evidence on the existence of hypothetical bias in value elicitation methods. In C. R. Plott & V. L. Smith (Eds.), *Handbook of experimental economics results* (pp. 752–767). Elsevier.

Heckman, J. J., Stixrud, J., & Uruza, S. (2006). The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior. *Journal of Labor Economics*, *24*(3), 411–482.

Holt, C. A., & Laury, S. K. (2002). Risk aversion and incentive effects. *American Economic Review*, *92*(5), 1644–1655.

Horn, J. L., & Cattell, R. B. (1966). Refinement and test of the theory of fluid and crystallized general intelligences. *Journal of Educational Psychology*, *57*(5), 253–270. http://dx.doi.org/10.1037/h0023816

Hryshko, D., Luengo-Prado, M. J., & Sørensen, B. E. (2011, 03). Childhood determinants of risk aversion: The long shadow of compulsory education. *Quantitative Economics*, *2*(1), 37–72.

Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, *47*(2), 263–291.

Kang, M. J., Rangel, A., Camus, M., & Camerer, C. F. (2011). Hypothetical and real choice differentially activate common valuation areas. *The Journal of Neuroscience*, *31*(2), 461–468. http://dx.doi.org/10.1523/JNEUROSCI.1583-10.2011

Kuncel, N. R., Hezlett, S. A., & Ones, D. S. (2001). A comprehensive meta-analysis of the predictive validity of the graduate record examinations: Implications for graduate student selection and performance. *Psychological Bulletin*, *127*(1), 162–181.

Lusardi, A. (2012, February). *Numeracy, fiancial literacy, and financial decision-making* (Working Paper No. 17821). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w17821

Müller, M., Kowalewski, R., Metzler, S., Stettbacher, A., Rössler, W., & Vetter, S. (2013). Associations between IQ and alcohol consumption in a population of young males: a large database analysis. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, *48*(2), 1993–2005. http://dx.doi.org/10.1007/s00127-013-0666-2

Neisser, U., Boodoo, G., Bouchard, T. J., Boykin, W. A., Brody, N., Ceci, S. J., … Urbina, S. (1996, February). Intelligence: Knowns and unknowns. *American Psychologist*, *51*(2), 77–101. http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.51.2.77

Norris, M. (1995). *Assessing intellectual ability: A comparison between computer based nd paper-pencil format using Raven's standard progressive matrices test* (B.Sc. Dissertation). School of Computer Science and Information Systems Engineering, University of Westminster, London.

Oechssler, J., Roider, A., & Schmitz, P. W. (2009). Cognitive abilities and behavioral biases. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *72*(1), 147–152.

Powers, D. E., & Kaufman, J. C. (2004). Do standardized tests penalize deep-thinking, creative, or conscientious students? Some personality correlates of graduate record examinations test scores. *Intelligence*, *32*(2), 145–153.

Sunde, U., Dohmen, T., Falk, A., & Huffman, D. (2010). Are risk aversion and impatience related to cognitive ability? *American Economic Review*, *100*(3), 1238–1260.

Taylor, M. (2013). Bias and brains: Risk aversion and cognitive ability across real and hypothetical settings. *Journal of Risk and Uncertainty*, *46*(3), 299–320. http://dx.doi.org/10.1007/s11166-013-9166-8

Tversky, A., & Wakker, P. (1995). Risk attitudes and decision weights. *Econometrica*, *63*(6), 1255–1280.

rbe
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190020
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Uma Calibragem do Modelo de Krugman–Flood–Garber Para o Caso Brasileiro*

Aloísio Araujo[†,‡]
Tomás Brisola[§]

Sumário

1. Introdução 435
2. O Modelo de Krugman–Flood–Garber 441
3. Calibragem 445
4. A Flexibilização Cambial no Brasil em janeiro de 1999 447
5. Considerações finais 450

Palavras-chave
Ataque especulativo, crise cambial, calibração

JEL Codes
F30

Resumo · Abstract

This article aims to perform a calibration of the Krugman–Flood–Garber model for the Brazilian case, in a context in which the country sold its reserves to finance fiscal deficits. The exercise proposed here enabled us to anticipate the occurrence of the 1999 speculative attack with high probability.
probabilidade.

1. Introdução

Crises do Balanço de Pagamentos acontecem frequentemente quando o governo de um país decide intervir sistematicamente no mercado cambial, com o objetivo de controlar, de alguma maneira, o valor doméstico das moedas internacionais. Como é de conhecimento teórico e prático, qualquer regime de intervenção, seja ele fixação simples, estabelecimento de bandas de flutuação ou desvalorização administrada, está sujeito a limitações em seu alcance ou duração. Se o governo tentar evitar uma depreciação da moeda local, está limitado pela quantidade de reservas internacionais que possui e sua capacidade de endividamento (ver literatura citada a seguir). Se desejar conter uma apreciação, poderá engendrar um aumento substancial dos meios de pagamento, com eventuais consequências inflacionárias ou pressão sobre a dívida pública, via operações de mercado aberto que esterilizem as intervenções no mercado de câmbio.

*Este artigo é uma versão atualizada de um manuscrito originalmente escrito em 1997. Em particular, o modelo econômico, a calibração e as simulações são idênticas as do ensaio original. Este estudo foi financiado em parte pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código Financeiro 001.

†Instituto de Matemática Pura e Aplicada (IMPA). Estrada Dona Castorina, 110, Jardim Botânico, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22460-320, Brasil. 000-0001-5633-6994

‡Fundação Getulio Vargas, Escola Brasileira de Economia e Finanças (FGV/EPGE). Praia de Botafogo, 190, 11º andar, Botafogo, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22250-900, Brasil.

§Bahia Asset Management. Praça Pio X, 98, 10º andar, Centro, Rio de Janeiro, RJ, CEP 20091-040, Brasil. 0000-0003-1842-877X

aloisioaraujo@gmail.com tomas@bahiaasset.com.br

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

Recebido em 29 de setembro de 2018
Aceitação final em 04 de junho de 2019

Ao longo da década de 90, presenciamos várias crises cambiais: a crise no sistema de bandas europeu (ERM) em 1992–1993; a crise Mexicana e suas consequências para a América Latina em 1994–1995; a crise asiática, iniciada em julho de 1997 com a desvalorização do baht tailandês; a crise russa em agosto de 1998; e a crise brasileira em 1999. A cada rodada de problemas, fatos novos surgem como determinantes desses eventos, e os economistas tentam sempre incorporá-los à sua análise, levando a uma evolução teórica considerável nessa área recentemente. Até a eclosão da crise asiática, existiam basicamente duas maneiras de se abordar crises no Balanço de Pagamentos: (i) o modelo canônico de Krugman (1979) e Flood e Garber (1984), com ênfase em desequilíbrios nos fundamentos econômicos; e (ii) os modelos da assim chamada segunda geração, como Obstfeld (1994) e Sachs, Tornell, e Velascos (1996), que ressaltam o papel ativo do governo e a possibilidade de múltiplos equilíbrios no mercado de câmbio.

A partir de junho de 1997 teve início um período de cerca de vinte meses em que três movimentos distintos de crise tiveram lugar. As características bastante distintas dos problemas do Sudeste Asiático, Rússia e Brasil, assim como a importância desses movimentos para a economia mundial, proporcionaram um campo fértil para a pesquisa econômica. Dentre os avanços da literatura, devemos destacar os modelos que chamam a atenção para a questão do perigo moral (*moral hazard*) para intermediários financeiros apresentados por Krugman (1998/1999) e Corsetti, Pesenti, e Roubini (1999). Paralelamente, surgiram diversas teorias que tentam explicar a razão da ocorrência simultânea de crises cambiais, o chamado contágio de problemas de um país para outro, como exposto, por exemplo, em Masson (1998, 1999). Expomos abaixo as duas linhas metodológicas básicas e, em seguida, os avanços recentes da literatura. Na seção 2, descreveremos uma versão adaptada do modelo de Krugman–Flood–Garber, a partir do qual apresentaremos uma calibragem para o caso brasileiro na seção 3. A seção 4 apresenta uma descrição resumida dos principais fatos que culminaram na flutuação do Real em janeiro de 1999.

1.1 O Modelo de Krugman–Flood–Garber

A primeira linha metodológica foi adotada originalmente por Krugman (1979), colocada de maneira clara e bastante intuitiva em Flood e Garber (1984). A ideia central se baseia na constatação de que há limites, impostos pela lógica do funcionamento dos mercados, para a fixação do preço de um bem por um agente que detém um estoque finito dessa mercadoria. O raciocínio, pioneiramente adotado por Salant e Henderson (1978) para a fixação do preço do ouro, adapta-se naturalmente ao mercado de divisas, quando o preço (no caso, a taxa de câmbio) é controlado, em algum grau, pelas autoridades monetárias.

Quando o mercado de divisas é livre, o valor do câmbio depende dos fundamentos econômicos do país — tanto do valor atual desses fundamentos quanto da expectativa de sua futura evolução, evidenciando o caráter de ativo assumido pela moeda. Os agentes econômicos observam o comportamento da economia (os fundamentos) e sabem que a fixação arbitrária da taxa de câmbio pode levar à exaustão das reservas e eventual colapso do regime cambial existente, uma vez que o governo não terá mais capacidade de vender divisas para manter o câmbio. O ataque especulativo é simplesmente um movimento de compra de reservas por parte de agentes racionais que realocam seus recursos em um mercado que supostamente não oferece oportunidades de arbitragem. A simples hipótese de não-arbitragem, aliada à previsão do eventual fim da política adotada e

posterior flutuação da taxa de câmbio, leva os agentes a comprarem uma quantidade grande de reservas e assim anteciparem o fim do regime em vigor.

Esse ataque ocorre antes do que se poderia esperar sem especulação, isto é, o regime de fixação do câmbio termina antes do que preveríamos a partir de uma projeção baseada na taxa em que as reservas estão caindo e a quantidade de reservas possuídas pelo governo. O conceito de especulação, porém, tem um significado bem preciso nesse raciocínio: é simplesmente a ação de agentes racionais, competindo entre si, no sentido de evitar perdas e conseguir ganhos de capital. Especulação, aqui, não tem o sentido, algumas vezes usado em teoria econômica — e mais frequentemente no jornalismo econômico —, de movimentos no sistema de preços que não estão diretamente ligados a mudanças nos fundamentos econômicos subjacentes ou a mudanças na expectativa de evolução desses fundamentos.

No modelo de Krugman–Flood–Garber, a especulação está intrinsecamente ligada aos fundamentos. Os agentes olham para os fundamentos monetários e fiscais do país e do resto do mundo tentando prever como se comportará a economia, e particularmente a taxa de câmbio, caso o regime cambial administrado pelo governo não puder — ou até não quiser — mais usar as reservas para manipular o câmbio e sua capacidade de financiamento externo estiver esgotada. Os agentes, então, calculam qual será a taxa de câmbio sob esse novo regime. Especular significa simplesmente não permitir que a taxa de câmbio sofra uma mudança discreta, abrupta, em uma data conhecida com antecedência: a racionalidade e a competição precludem a possibilidade de perda de capital ou ganho de capital a uma taxa infinita, quando essa perda ou ganho estão ligados à ocorrência de eventos previsíveis dada a inconsistência da política econômica do governo.

Para entender essa ideia, imaginemos uma economia hipotética em que os fundamentos econômicos sejam tais que, se a autoridade monetária não intervisse no mercado de divisas, a taxa de câmbio estaria se depreciando a uma taxa anual μ. Suponha, porém, que o governo decide fixar o câmbio em um determinado nível $\bar{S}$, e que para isso tenha à disposição um estoque $R(0)$ de reservas. Essas divisas servem justamente para compensar os desajustes nos fundamentos: o governo as utiliza para enxugar o excesso de liquidez interna ao longo do tempo e assim viabilizar a estabilidade cambial.

O que os especuladores fazem é simplesmente responder a uma pergunta: qual será a taxa de câmbio que prevalecerá quando o governo atingir o limite máximo dessa política, isto é, quando suas reservas estiverem se esgotado? Em primeiro lugar, é preciso notar que $S'(t)$ é diferente da taxa de câmbio que prevaleceria em t caso o regime de câmbio fosse sempre flutuante. A taxa $S'(t)$ é aquela que vigoraria em um regime flutuante que se iniciasse após o colapso do regime fixo. Os fundamentos econômicos nos dois casos são diferentes: em particular, se não houvesse existido o período de intervenção no câmbio, as reservas estariam em seu nível inicial $R(0)$, enquanto que o regime pós-ataque se caracteriza pelo fato de as reservas serem nulas.

O momento do ataque especulativo será dado exatamente pelo instante em que a taxa de câmbio sombra $S'(t)$ se iguala a taxa fixada pelo governo $\bar{S}$. Será mostrado adiante neste artigo que esse momento depende justamente da velocidade de depreciação μ que prevalece sem intervenção, com o mercado de câmbio livre. Mostraremos que sob a única hipótese $\mu > 0$, o ataque ocorre *antes* do que a exaustão "natural" das reservas

levaria a prever. A razão é simples: se ocorresse depois da data t^*, digamos em t_1, a contração monetária gerada pelo ataque seria insuficiente, e teríamos uma depreciação discreta, instantânea, da taxa de câmbio no valor de $S'(t_1) - \bar{S}$ e portanto um ganho de capital a uma taxa infinita para quem detém dólares. Prevendo esse movimento e competindo entre si para tentar adquirir dólares antes da valorização, os agentes compram o total das reservas restantes quando a taxa de câmbio sombra se iguala a $\bar{S}$, evitando, justamente, um salto no câmbio. Por outro lado, o ataque não ocorre antes porque se os agentes forçassem o colapso do regime, comprando o montante total das reservas antes de t^*, antecipando a flutuação, o enxugamento da liquidez seria excessivo, e haveria uma apreciação instantânea da taxa de câmbio para o nível $S'(t_2) < \bar{S}$, que geraria uma perda de capital instantânea para os especuladores.

Como $t^* < t_1$, pois $\mu > 0$, o regime fixo termina de maneira abrupta, com uma perda de reservas igual a $R(t^*)$: os agentes forçam o fim do regime antecipadamente para evitar possíveis ganhos arbitrários no futuro. Observa-se um movimento descontínuo no estoque de reservas, necessário justamente para evitar movimentos descontínuos previsíveis no preço da moeda. É interessante notar que quanto maiores os desajustes fundamentais da economia, isto é, quanto maior μ, maior tem que ser a contração monetária para evitar a depreciação instantânea da taxa de câmbio. Logo, maior o tamanho do ataque, pois é mais alto o nível de reservas em que deve ocorrer esse movimento.

1.2 Modelos de segunda geração

Uma segunda abordagem para ataques especulativos afasta o foco principal da hipótese de não-arbitragem, enfatizando a importância da coordenação de expectativas, em um ambiente onde os mesmos fundamentos econômicos levam à existência de múltiplos equilíbrios. Podemos destacar, entre outros, os artigos de Obstfeld (1994) e Sachs et al. (1996). Essa modelagem surgiu em face aos novos elementos evidenciados pela crise do sistema monetário europeu (ERM) em 1992–93.

Há duas contribuições fundamentais dessa metodologia:

- Governo é visto como agente econômico ativo, que está preocupado não apenas com a política cambial, e toma decisões considerando também outros indicadores macroeconômicos como taxa de juros, desemprego e saúde do sistema financeiro.
- Os critérios usados pelo governo em suas escolhas, isto é, a sua função utilidade, dependem da própria ação dos agentes privados. Os agentes privados, por sua vez, tomam suas decisões com base em uma expectativa que formam a respeito de qual será o comportamento do governo. Essa interação estratégica entre governos e agentes privados pode levar à existência de múltiplos equilíbrios.

Para entendermos esse mecanismo, consideremos um exemplo. Baseando-se em Obstfeld (1994), suponha que o governo esteja disposto a manter um regime de câmbio fixo enquanto a taxa de juros real permanecer abaixo de um nível crítico r^*, abandonar o regime cambial para buscar uma recuperação na atividade econômica, permitindo alguma inflação. A taxa real de juros depende da taxa de juros nominal e da inflação. A taxa nominal, por sua vez, depende da *expectativa* de inflação que os agentes têm para o próximo período.

Se a inflação depende da desvalorização, podemos imaginar a seguinte situação: se os agentes esperam que não haverá mudança de regime, então embutem uma expectativa de inflação baixa na formação da taxa de juros. O governo, por sua vez, prefere manter o regime cambial inalterado pois, mesmo com a inflação efetiva baixa, a taxa de juros real não será tão alta. Por outro lado, se os agentes privados acreditarem que haverá desvalorização, então exigirão uma taxa nominal de juros mais alta por conta da expectativa de inflação maior. Diante dessa taxa nominal de juros elevada, o governo pode decidir abandonar o regime de câmbio fixo, pois sua manutenção implicaria taxas de juros reais muito altas. Dessa maneira, a ação governamental sanciona e realiza as expectativas dos agentes. É um típico caso de profecia auto-realizada.

O modelo de Sachs et al. (1996) é parecido com o de Obstfeld (1994), mas enfatiza fatores financeiros, como a liquidez do governo para honrar seus compromissos externos. A lógica dessa linha de raciocínio é semelhante a modelos de corrida bancária, como em Diamond e Dybvig (1983), onde também o comportamento estratégico dos agentes pode levar a uma crise com características de profecia auto-realizada. Há alguns indicadores econômicos que compõem o cenário de um possível ataque. Entre eles, são ressaltados: taxa de câmbio real valorizada, crescimento excessivo de empréstimos no setor bancário (*lending boom*) e nível baixo de reservas. A decisão individual de vender a moeda nacional, porém, dependerá essencialmente da decisão que cada agente espera que os demais vão tomar. Se os outros venderem, é melhor atacar também; se os outros não venderem, é melhor não vender. A coordenação para um dos dois tipos de equilíbrios depende de fatores subjetivos. Os autores colocam, no caso do México, a desvalorização desordenada no final de 1994 como desencadeador da crise. Em outros contextos, o sinal pode ser dado pela existência de crises em outros países com estrutura semelhante. Nesse caso, há contágio no sentido de coordenação para equilíbrio ruim da economia oriundo de um evento externo.

Os modelos de segunda geração de ataques especulativos têm uma visão associada a um certo grau de indeterminação do equilíbrio dos mercados. Para um determinado país, os mesmos fundamentos econômicos podem sustentar uma política de câmbio administrada, bem como levar ao seu colapso. Mesmo com fundamentos razoavelmente satisfatórios, e mesmo sem nenhuma mudança aparente nessas variáveis, um país pode passar de uma situação de sustentabilidade para instabilidade, em um ambiente de certo pânico nos mercados.

1.3 Intermediários financeiros e modelos de contágio

Em julho de 1997, a Tailândia, após uma sequência de pressões especulativas, que já duravam pelo menos seis meses, abandonou seu sistema de câmbio atrelado ao dólar. Era o início da mais severa crise cambial e financeira em escala global da década, cujos efeitos rapidamente se espalharam para países vizinhos e estruturalmente semelhantes, como Malásia e Indonésia, e posteriormente abalaram países tão distantes e diferentes como Coréia do Sul e o próprio Japão, economia mais forte da região.

Na eterna tentativa de melhorar seus modelos e procurar explicar fatos novos, os economistas procuraram encontrar razões para essa nova modalidade de crise da economia globalizada. Os modelos da primeira geração não pareciam adequados, pois não havia, pelo menos aparentemente, um desequilíbrio fiscal que pressionasse o mercado

monetário nas economias afetadas. Nem tampouco parecia ter utilidade a literatura da segunda geração: os países em crise não estavam em recessão e nem o desemprego atingia níveis que pudessem justificar a flutuação no câmbio como uma decisão deliberada de política econômica, com o intuito de reestabelecer o pleno emprego.

Para explicar essa crise que atingiu os países asiáticos devemos mencionar o papel dos intermediários financeiros e da regulação dos mesmos, conforme as ideias expostas nos artigos de Krugman (1998/1999) e Corsetti et al. (1999).

A ênfase da explicação é colocada na fragilidade dos intermediários financeiros de países que recentemente passaram por um processo de desregulamentação do sistema financeiro, mas cujos governos continuavam influenciando diretamente a atividade econômica de maneira significativa. Uma tênue separação entre responsabilidade pública e privada é suficiente para que os investidores, tanto domésticos quanto estrangeiros, acreditem na existência de uma série de garantias implícitas às suas aplicações. Essa falsa segurança, aliada a uma precária fiscalização bancária, cria problemas de incentivos para os gerentes locais dos recursos, que começam a estar expostos ao perigo moral (*moral hazard*) em suas decisões de investimento. Nessas condições, qualquer negócio se torna um bom negócio. Temos, assim, uma possível causa para as bolhas observadas nos mercados imobiliários e bursáteis.

O desfecho desse movimento é negativo: ao menor sinal de insegurança, de menores perspectivas de crescimento e ganhos, a bolha pode estourar. No caso específico da Ásia, o mecanismo coordenador foi possivelmente a debilidade da economia japonesa, a forte apreciação frente ao dólar, diminuindo a competitividade dos países, e perspectivas ruins no mercado de semicondutores. Uma vez iniciado esse processo, o valor da moeda local tende a diminuir, causando, assim, a crise cambial observada. Os canais usuais de especulação em relação ao preço de ativos financeiros, entre eles a taxa de câmbio, entram em ação. Nessa visão, porém, o ataque especulativo é muito mais consequência de problemas com os intermediários financeiros do que a causa fundamental da crise.

O fato de vários países asiáticos terem passado ao mesmo tempo por períodos agudos de crise levou os economistas a elaborarem e testarem novas teorias a respeito da influência que a crise em um país pode ter sobre um outro — o chamado contágio. Essa vasta literatura ainda é amplamente discutida e boas revisões da literatura podem ser encontradas em Masson (1998, 1999) e Bikhchandani e Sharma (2000).

Os mecanismos de contágio podem ser classificados em três tipos. Em primeiro lugar, o país onde a crise se originou e o que é contagiado podem ter sido afetados por um fator externo, mas comum a ambos. O aumento dos juros nas economias centrais, ou diminuição das condições globais de liquidez, é um caso clássico de variável que afeta simultaneamente vários países emergentes. No caso da crise asiática, os três fatores citados acima — situação econômica japonesa, apreciação frente ao dólar e piora nos mercados de semicondutores — podem ser caracterizados com fator externo em comum. Devemos lembrar, entretanto, que o *timing* da crise em cada país dependerá da interação dessa variável comum com os fatores locais. No caso da crise mexicana, a alta dos juros nos EUA deve ter influenciado também a economia argentina, que sofreu pressões consideráveis na época.

Em segundo lugar, pode existir contágio por meio de ligações macroeconômicas diretas entre os países em questão. Essa ligação pode ser tanto no fluxo de comércio

quanto de capitais. Mais uma vez, é difícil negar que esse mecanismo teve seu papel no caso da crise asiática, embora o contágio do México para a Argentina não possa ser atribuído a esse tipo de influência direta.

Em terceiro lugar, existe uma série de mecanismos que podem ser agrupados genericamente sob a denominação de "contágio puro". Nos dois mecanismos acima, de alguma maneira, os fundamentos da economia contagiada são afetados. No caso de contágio puro, os fundamentos macroeconômicos do país contagiado não se alteram. Existem vários mecanismos de contágio puro, e aqui vamos destacar dois deles:

- A crise em outro lugar pode trazer informação nova sobre a seriedade dos problemas do país contagiado, como em Goldstein (1998). Mais uma vez, no caso asiático, o próprio problema com intermediários financeiros, citado acima, pode ter se revelado muito mais perigoso depois que um país (Tailândia) sofreu por conta dele. Em um outro exemplo, a crise russa certamente lembrou os investidores que países com regime fiscal frágil, como o Brasil em 1998, podem eventualmente ser obrigados a abandonar a âncora cambial (a esse respeito, ver a seção 4).

- O rebalanceamento de portfólios de investidores internacionais pode afetar países que tenham um credor em comum. Alternativamente, se os ativos desses países forem correlacionados, a otimização de carteira dos investidores pode levar a movimentos prejudiciais para países não afetados em primeiro lugar, como em Kaminsky e Reinhart (1998/2000). Esse canal também esteve ativo no caso da influência da crise russa sobre o Brasil, por meio dos mercados de títulos da dívida externa — Bradies (a esse respeito, ver a seção 4).

2. O Modelo de Krugman–Flood–Garber

Adotaremos neste artigo uma versão do modelo estrutural de ataque especulativo, que se baseia essencialmente em Flood e Garber (1984). É uma formulação linear em tempo contínuo, que permite o cálculo explícito da data do colapso, enquanto preserva os elementos essenciais da análise não-linear de Krugman (1979).

Considere uma economia aberta cujos residentes consumam um único bem transacionável. A oferta doméstica do bem é exógena, e seu preço em moeda estrangeira (dólares, digamos) é fixado e normalizado para uma unidade. Os agentes detêm três tipos de ativos: moeda doméstica, títulos domésticos e estrangeiros, os quais são substitutos perfeitos. O estoque de moeda é igual a soma do crédito doméstico emitido pelo Banco Central e o valor em moeda local das reservas internacionais do Banco Central. O crédito doméstico segue um movimento browniano com drift positivo, generalizando a análise determinística de Flood e Garber. Com a introdução de incerteza, assumimos que vale a paridade descoberta de juros (*uncovered interest parity*) para o nível esperado da taxa de desvalorização da moeda doméstica.

O modelo é definido pelo seguinte conjunto de equações:

$$\frac{M(t)}{P(t)} = a_0 - a_1 i(t), \qquad a_1 > 0 \tag{1}$$

$$M(t) = R(t) + D(t) \tag{2}$$

$$dD(t) = \mu dt + \sigma dz(t), \qquad \mu > 0 \tag{3}$$

$$P(t) = S(t), \tag{4}$$

$$i(t) = i^* + \frac{1}{dt}\frac{\mathbb{E}_t[dS(t)]}{S(t)}, \tag{5}$$

onde $M(t)$, $P(t)$ e $i(t)$ são, respectivamente, estoque de moeda, nível de preços e taxa de juros domésticos; $R(t)$ e $D(t)$ representam as reservas internacionais e o crédito doméstico; $S(t)$ é a taxa de câmbio. O termo $dz(t)$ representa o incremento de um processo de Weiner padrão; $\mathbb{E}_t[\cdot]$ o operador esperança condicional às informações disponíveis em t. Finalmente, i^* representa a taxa de juros internacional, tomada como fixa.

A equação (1) representa o equilíbrio no mercado de moeda, lado direito a demanda por encaixes reais. A equação (2) é a própria definição do estoque de moeda como a soma do crédito doméstico e reservas internacionais. A equação (3) descreve, na forma incremental, o processo estocástico seguido pelo crédito doméstico, como uma tendência determinística de crescimento positiva igual a μ. Em (4) e (5) temos a imposição das paridades do poder de compra e da taxa de juros descoberta, respectivamente.

Substituindo (4) e (5) em (1), temos:

$$M(t) = \beta S(t) - a_1 \frac{1}{dt}\mathbb{E}_t[dS(t)], \tag{6}$$

onde $\beta = \left(a_0 - a_1 i^*\right)$.

Suponha que o governo fixe a taxa de câmbio em $\bar{S}$. Usando a equação (6), conclui-se que para sustentar tal política, o governo deve manter o estoque de moeda constante. Para manter o mercado de moeda em equilíbrio, as reservas devem se ajustar segundo

$$R(t) = \beta\bar{S} - D(t). \tag{7}$$

As reservas, portanto, tem incremento endogenamente determinado durante o período de fixação do câmbio, que é igual ao déficit do Balanço de Pagamentos:

$$dR(t) = -dD(t) = -\mu dt - \sigma dz(t). \tag{8}$$

Suponhamos que exista um limite inferior para o nível de reservas, $R(t) = 0$, por exemplo, ao qual as autoridades monetárias são obrigadas a abandonarem a política de câmbio fixo. Como $\mu > 0$, as reservas se esgotam em um prazo finito com probabilidade igual a 1. Assumimos que após o colapso do regime de câmbio fixo a taxa de câmbio flutue livremente.

Estamos interessados em caracterizar a distribuição de probabilidade sobre a data da mudança de regime. Para tanto, determinaremos, primeiramente, a taxa de câmbio livre condicional ao colapso ter ocorrido, para cada data t, denominada $S'(t)$, taxa de câmbio sombra. Como ficará claro a seguir, a mudança de regime ocorre com os agentes comprando o restante das reservas em um ataque especulativo final, que causa um salto discreto para baixo no estoque de moeda da economia. Esse ajuste no estoque de meios de pagamentos se dá na medida exata para compensar a mudança na expectativa de desvalorização da moeda — que neste modelo simplificado é igual a expectativa de

inflação — embutida na taxa nominal de juros, conforme definida na equação (5) e restabelecer, dessa maneira, o equilíbrio no mercado de moeda, sem saltos na taxa de câmbio. No instante imediatamente posterior ao ataque, o equilíbrio no mercado de moeda exige, a partir da equação (6):

$$M\left(t_{+}^{*}\right) = \beta S'\left(t_{+}^{*}\right) - a_1 \frac{1}{dt}\,\mathbb{E}_t\left[dS'\left(t_{+}^{*}\right)\right], \tag{9}$$

onde t_{+}^{*} indica o momento após o ataque e $M\left(t_{+}^{*}\right) = D\left(t_{+}^{*}\right)$, uma vez que assumimos $R\left(t_{+}^{*}\right) = 0$. Como a partir desse ponto não há mais intervenção, a taxa de câmbio começará a flutuar. Para encontrar a solução dessa taxa de câmbio sombra, vamos reescrever a equação (6) para os fundamentos pós-colapso:

$$S'(t) = \frac{M(t)}{\beta} + \alpha \frac{1}{dt}\,\mathbb{E}_t\left[dS'(t)\right], \tag{10}$$

onde $\alpha = a_1/\beta$.

A equação acima ressalta que em uma economia aberta e ambiente dinâmico, a demanda por moeda dos residentes — e, em equilíbrio seu preço relativo $S'(t)$ — depende dos fundamentos transacionais (primeiro termo à direita) e de um fator especulativo (segundo termo). Como a moeda tem valor hoje, amanhã e até o infinito, ela é também um ativo: de forma que o seu preço depende da expectativa dele próprio amanhã.

Podemos resolver (10) por integração. Excluindo a existência de bolhas especulativas, i.e., supondo:

$$\lim_{T\to\infty} \exp\left(-\frac{T-t}{\alpha}\right)\mathbb{E}_t\left[S'(t)\right] = 0, \tag{11}$$

temos:

$$S'(t) = \int_t^{\infty} \exp\left(-\frac{\tau - t}{\alpha}\right)\frac{\mathbb{E}_t\left[\frac{M(\tau)}{\beta}\right]}{\alpha}dt. \tag{12}$$

Nessa nova fase de flutuação, a variação no estoque de moeda se dará exclusivamente por uma variação no crédito doméstico, i.e.:

$$dM(t) = dD(t) = \mu dt + \sigma dz(t). \tag{13}$$

Usando a equação (13) em (12), e lembrando que o nível de reservas após o ataque é zero, isto é, $M(t) = D(t)$ para $t > t^*$, vem:

$$S'(t) = \int_t^{\infty} \exp\left(-\frac{\tau - t}{\alpha}\right)\frac{M(t) + \mu(\tau - t)}{\beta\alpha}d\tau = \frac{\alpha\mu + M(t)}{\beta} = \frac{\alpha\mu + D(t)}{\beta}. \tag{14}$$

Se hoje é a data t, conheço $D(t)$ e, portanto, conheço a taxa de câmbio que vigoraria hoje, caso já houvesse ocorrido o ataque, dado por $S'(t)$ em (14). Para $r > t$, isto é, para uma data futura, $D(r)$, assim como $S'(r)$, são variáveis aleatórias. Dessa maneira, a trajetória da taxa de câmbio sombra $\left\{S'(t)\right\}$ é um processo estocástico adaptado à filtração gerada por $\{D(t)\}$, isto é, as informações reveladas sucessivamente pelas realizações de $D(t)$ são suficientes para determinar simultaneamente o valor de $S'(t)$, para cada instante de tempo t.

Na introdução deste artigo, usando um modelo determinístico simplificado, argumentamos que, em equilíbrio, não podem existir saltos descontínuos na taxa de câmbio em datas previsíveis. Conforme discutido na introdução deste artigo, um modelo determinístico não pode exibir, em equilíbrio, saltos descontínuos na taxa de câmbio em datas previsíveis. Com a nossa generalização em ambiente estocástico, o mesmo raciocínio pode ser utilizado. Apesar de não conhecermos a data futura do ataque com exatidão, sabemos exatamente o valor da taxa de câmbio sombra hoje. Seja t^* o tempo markoviano do ataque especulativo final, em que os agentes compram o restante das reservas do governo e forçam a flutuação do câmbio. Se $S'(t^*) < \bar{S}$, o ataque levaria a uma apreciação instantânea da taxa de câmbio e, portanto, uma perda de capital para os especuladores, que preferem então esperar para atacar. Por outro lado, se $S'(t^*) > \bar{S}$, o ataque levaria a um ganho de capital instantâneo, que tende a ser eliminado pela competição entre os especuladores. O ataque ocorre, portanto, exatamente quando $S'(t^*) = \bar{S}$, exatidão essa garantida pela propriedade de continuidade das trajetórias de um movimento browniano. Resumindo: não conheço antecipadamente a data em que $S'(t^*) = \bar{S}$, mas sei exatamente se devo atacar ou não as reservas hoje, para cada instante de tempo. Temos, assim,

$$s = t^* \leftrightarrow S'(s) = S'(t^*) = \bar{S}, \qquad \forall s \geq t > 0.$$

A equação (14) implica:

$$S'(s) = \frac{\alpha\mu + \int_t^s dD(\tau)}{\beta}, \qquad s > t,$$

onde o termo $\int_t^s dD(\tau)$ é uma integral estocástica que representa o acumulo de crédito doméstico entre as datas t e s. Vamos, agora, caracterizar o tempo do ataque:

$$s = t^* \leftrightarrow S'(s) = S'(t^*) = \bar{S} \leftrightarrow \int_t^s dD(\tau) = \beta\bar{S} - \alpha\mu. \tag{15}$$

Durante a fixação do câmbio, o estoque de moeda permanece constante, e as reservas evoluem segundo (7). Para uma data futura $s > t$ temos então

$$R(s) = \beta\bar{S} - \int_t^s dD(\tau). \tag{16}$$

Substituindo (15) em (16), vem:

$$s = t^* \leftrightarrow R(s) = R(t^*) = \alpha\mu \equiv R^*. \tag{17}$$

Lembrando que $\alpha \equiv a_1/\beta \equiv a_1/\left(a_0 - a_1 i^*\right)$, a equação (17) apresenta um resultado importante: apesar da data do ataque especulativo final ser incerta — é um tempo markoviano, isto é, uma variável aleatória —, o nível de reservas que desencadeia esse colapso depende apenas de parâmetros do modelo.

Ao generalizarmos, portanto, a análise de Krugman–Flood–Garber para um ambiente estocástico, obtemos um resultado bastante intuitivo. Observando a equação (5), notamos que o salto na taxa de juros depende da expectativa de desvalorização da taxa de câmbio quando esta começar a flutuar. A expectativa depende apenas da esperança

da evolução do processo estocástico do crédito doméstico: na média, a moeda deve desvalorizar-se a uma taxa μ. Dessa maneira, o ajuste no estoque de moeda que ocorre via queda nas reservas no momento do ataque — para evitar saltos na taxa de câmbio — é função apenas da desvalorização média prevista para o novo regime, o que não depende da data do colapso.

Podemos, assim, caracterizar a data do ataque como o tempo de parada (*stopping time*) da primeira passagem do processo $\{R(t)\}$ pelo nível R^*.

3. Calibragem

Podemos admitir que o intenso movimento de saída de capitais verificado na segunda quinzena de outubro de 1997, que culminou na alta dos juros e no pacote fiscal, foi um efetivo ataque especulativo contra as reservas brasileiras. A identificação desse evento nos permite, por meio do modelo acima, calcular o valor da expectativa de queda nas reservas estimado pelos agentes para que tenha havido o ataque exatamente no nível de reservas em que ocorreu. Para tanto, algumas hipóteses adicionais devem ser feitas.

Em primeiro lugar, devemos determinar o que entendemos exatamente por crédito doméstico, $D(t)$, especificado nas equações (2) e (3). Nesta seção, adotaremos uma definição bem precisa: $D(t)$ representa, em termos anuais, o valor do déficit orçamentário fiscal que não é financiado via colocação líquida de novos títulos públicos, isto é, que deverá ser financiado com emissão monetária.

Como atualmente temos um equilíbrio entre poupança e equilíbrio privado, a análise das contas nacionais leva a uma conclusão simples: os déficits "gêmeos" (fiscal e em conta corrente) refletem o financiamento externo da dívida pública. Como o déficit fiscal é relativamente fixo no curto prazo, nossa calibragem tentará definir a expectativa de entrada de capital externo implicada pelo mercado no momento da crise.

Outro ponto importante é o fato de o Brasil não adotar um sistema de câmbio fixo, mas sim um *crawling band*. Como a largura da banda é muito estreita, o câmbio é virtualmente um *crawling peg*, ou melhor, o governo fixa uma taxa de desvalorização para o câmbio. Neste modelo, como vale a paridade do poder de compra, a equação (4), toda mudança no câmbio é transmitida integralmente para preços. Durante a vigência do câmbio, isto significa que, tudo mais constante, olhando para as equações (1) e (2), o estoque nominal de moeda pode se elevar sem alterar o valor dos encaixes reais. Em outras palavras, uma parte do déficit fiscal poderá ser monetizado sem a necessidade de se perder reservas.

Podemos agora definir μ neste modelo:

$$\mu = Df - g - k_e, \tag{18}$$

onde Df é déficit fiscal, g é o ganho do governo com a desvalorização administrada e k_e é a expectativa de entrada líquida de capital externo (todas as variáveis são fluxos medidos em bilhões de dólares/ano). Na fórmula acima, estamos supondo constante a capacidade de endividamento interno do governo.

Situação anterior ao ataque:

- μ é igual a zero, pois havia equilíbrio no mercado de divisas e o Banco central não realizava intervenções no mercado de câmbio e as reservas estavam relativamente constante.

- Elasticidade-juros da demanda por moeda $\varepsilon = 1{,}3$.
- Estoque inicial de moeda M_1 + *Fundos de Curto Prazo* igual a 50.
- Taxa de juros inicial igual a 0,20.
- Taxa de desvalorização administrada igual a 7% ao ano.
- Nível de reservas que desencadeou o ataque especulativo igual a $40 = 60 - 20$, onde os 20 representam a exigência mínima do nível de reservas.

Calculando os parâmetros a_0 e a_1 a partir da elasticidade-juros $\varepsilon = 1{,}3$, podemos usar a equação (17) para calcular implicitamente o μ que desencadeou o ataque:

$$40 = 4{,}47\mu \leftrightarrow \mu = \frac{40}{4{,}47} \approx 9,$$

isto é, uma expectativa de saída de 9 bilhões ao longo dos próximos 12 meses gerou o ataque especulativo da segunda quinzena de outubro. Usando uma expectativa de déficit de 35 bilhões de dólares, a equação (18) nos diz que

$$9 = 35 - k_e - 3{,}5 \leftrightarrow k_e = 22{,}5.$$

Segundo este modelo, portanto, à medida que foi diminuindo a expectativa líquida de entrada de capital externo no Brasil (k_e), com o agravamento da crise no Sudeste Asiático, foi se elevando o nível de reservas crítico para desencadear um ataque. No momento em que k_e chegou a 22,5 bilhões, o nível crítico coincidiu com o valor efetivo das reservas disponíveis para a garantia do câmbio (40 bilhões) e tivemos o ataque.

A resposta do governo foi rápida e dura. As taxas de juros foram praticamente dobradas para um nível de quase 43% ao ano e um pacote fiscal da ordem de 20 bilhões foi elaborado pelo executivo.

Usando os novos parâmetros para uma taxa de juros média esperada para os próximos 12 meses de 30% ao ano e novo nível de reservas igual a $30 = 50 - 20$ bilhões, podemos inferir a partir da equação (17) que

$$R \geq R^* = \alpha\mu \leftrightarrow 30 \geq 3{,}02\mu \leftrightarrow \mu \leq 10,$$

isto é, como no momento não estamos sob ataque, a expectativa de queda nas reservas para o próximo ano é inferior a aproximadamente 10 bilhões de dólares. Se supusermos que o ajuste fiscal foi apenas suficiente devido à alta nos juros, então a expectativa para k_e é de no mínimo de 21,5 bilhões.

Usando as fórmulas de tempo de primeira passagem de um processo estocástico por um determinado nível (ver Karlin & Taylor, 1975, e Harrison, 1985), temos que o tempo esperado para o ataque especulativo é dado por

$$\mathbb{E}_0\left[t^*\right] = \frac{R(0) - R^*}{\mu},$$

onde R^* é dado por (17) e $R(0)$ é o nível atual das reservas.

A estatística suficiente para determinarmos o tempo esperado de duração da fixação cambial é a diferença $D_f - K_e$.

Podemos, ainda, para cada valor de $D_f - K_e$, calcular a probabilidade de o ataque acontecer durante os próximos 12 meses. Seguindo Harrison (1985), temos, para $D_f = 35$ e $K_e = 24$ (i.e., $\mathbb{E}\left[t^*\right] = 1$):

$$\sigma = 5\% \rightarrow P\left[t^* < 1\right] = 62\%,$$

$$\sigma = 10\% \rightarrow P\left[t^* < 1\right] = 71\%.$$

Por outro lado, se $D_f = 35$ e $K_e = 30$ (com $\mathbb{E}\left[t^*\right] = 12$):

$$\sigma = 10\% \rightarrow P\left[t^* < 1\right] = 3\%,$$

$$\sigma = 20\% \rightarrow P\left[t^* < 1\right] = 26\%.$$

4. A Flexibilização Cambial no Brasil em janeiro de 1999

A causa fundamental da vulnerabilidade externa e posterior colapso do regime de câmbio administrado no Brasil, existente desde 1994, reside na ausência de um equilíbrio sustentável das finanças do setor público. O Plano Real foi capaz de reduzir a inflação rapidamente por meio de um engenhoso mecanismo de desindexação, mas não obteve sucesso no combate ao déficit fiscal, que atingiu 8% do PIB em 1998, em termos nominais.

O crescente desequilíbrio fiscal também contribuiu para a ampliação do déficit em conta corrente do Balanço de Pagamentos para 4,5% do PIB em 1998. Em um primeiro momento, a abundância de financiamento externo acabou suprindo o baixo nível de poupança doméstica. Não obstante, a combinação de taxa de câmbio administrada e déficit fiscal crônico não é sustentável a longo prazo, isto é, para um período longo o suficiente para se observar mudanças nos fluxos de capital estrangeiro, cujo padrão de comportamento é historicamente cíclico.

O ano de 1997 foi marcado por colapsos cambias em várias economias do Sudeste Asiático, em especial Tailândia, Indonésia, Malásia e Filipinas. Apesar de terem causas diferentes das encontradas no caso brasileiro — em particular expansão excessiva dos investimentos e do crédito bancário doméstico, aliado ao fato de o Japão estar entrando em recessão —, essas crises chamaram a atenção para países emergentes que apresentavam acentuados déficits em conta corrente. Dadas as perdas dos investidores com essas crises, assim como a mudança de seu comportamento em relação a esse tipo de risco, a vulnerabilidade externa colocou em xeque o regime cambial brasileiro.

Em outubro de 1997 houve uma grande pressão sobre o Real: em uma semana o país perdeu mais de US$8 bilhões em reservas. O governo teve duas reações. Em primeiro lugar, o Banco Central apertou a política monetária, dobrando as taxas de juros de curto prazo de 19% a.a. para 41% a.a. em 31 de outubro. Em novembro, o Ministro da Fazenda anunciou um amplo pacote de medidas fiscais com o objetivo de gerar um aumento de receitas e diminuição de despesas da ordem de 2,5% do PIB. O que ficou conhecido como "Pacote 51", em referência ao elevado número de medidas nele previstas, e objetivava uma redução do déficit nominal de 6% em 1997 para 3,5% em 1998.

As medidas, inicialmente, obtiveram êxito em conter a especulação contra a moeda e foram, em seguida, auxiliadas pela relativa melhora nas expectativas do mercado internacional no início de 1998. As reservas brasileiras, que haviam chegado a US$52,2 bilhões em dezembro de 1997, atingiram US$74,7 bilhões em abril de 1998. Como o saldo

em conta corrente acumulou um déficit de US$ 9,1 bilhões nesse período, o acúmulo de US$ 22,5 bilhões foi gerado por um ingresso líquido de capitais externos da ordem de US$ 31,6 bilhões naqueles quatro meses.

Contudo, essa estratégia ficou comprometida quando se tornou evidente a ineficácia do Pacote 51 no combate ao déficit fiscal. A partir de junho daquele ano — quando o déficit nominal acumulado em 12 meses atingira 7,8% do PIB —, dada a desconfiança dos agentes em relação ao ambiente econômico, o governo se viu obrigado a rolar sua dívida essencialmente com papéis indexados à taxa Selic. Em agosto, títulos dessa natureza já representavam cerca de R$ 190 bilhões, ou mais de 60% do estoque total de títulos públicos federais. A *duration* média (elasticidade-juros do preço) dos títulos públicos federais, que era de aproximadamente 6,5 meses no final de 1998, decrescera para cerca de 3,8 meses em agosto.

Em agosto de 1998, a Rússia entrou em default em seus títulos de dívida interna e externa, dando início a mais uma rodada de crise nas economias emergentes. O Brasil foi duramente atingido por esse evento, basicamente por duas razões que são consideradas justificativas para ocorrência de contágio com fundamentos racionais. De um lado, apesar das enormes diferenças entre a economia brasileira e a russa, esta última, diferentemente das economias asiáticas, apresentava um problema fiscal crônico na origem de sua vulnerabilidade. O colapso russo serviu, de certa maneira, para revelar consequências funestas oriundas de desequilíbrios fiscais recorrentes. Por outro lado, existe um efeito perverso sobre as condições internacionais de financiamento. Como em um mercado de capitais globalizado os investidores especializados em países emergentes são basicamente os mesmos, perdas em um mercado acarretam uma diminuição de recursos para os outros. Isso ocorre tanto pela diminuição efetiva dos recursos com a própria perda, quanto pela revisão, por parte desses investidores, de seu comportamento em relação ao risco de ativos da mesma classe daquele onde ocorreram perdas inesperadas. Com essa diminuição de recursos, os retornos exigidos para aplicações com "risco Brasil", como os Bradies (títulos de dívida externa emitidos pelo governo brasileiro), subiram muito. Esse aumento incentivou a saída de capitais do país, que buscavam obter rentabilidades melhores nos títulos externo, ou mesmo — e principalmente — evitar completamente qualquer espécie de risco Brasil.

Em resumo, portanto, há *quatro* fatores determinantes das condições em que se encontrava o Brasil quando da nova rodada de turbulência financeira a partir de agosto passado. *Primeiro*, e talvez mais importante, sua credibilidade no campo fiscal estava seriamente debilitada: não tendo sido capaz de promover um ajuste efetivo desde o Plano Real, o governo tampouco conseguira implementar o tão anunciado Pacote 51, em um momento onde ficara clara a precariedade de um modelo econômico com dependência de financiamento externo. *Segundo*, a estrutura da dívida interna, concentrada em papéis pós-fixados, tornava menos eficaz a defesa da política cambial por meio de aumentos na taxa de juros. De um lado, o efeito sobre a demanda agregada, via diminuição da riqueza do setor privado, ficara reduzido. Por outro lado, o perverso impacto fiscal de tal política comprometia as perspectivas em relação à solvência do setor público. Dado o efeito dos juros sobre os encargos da dívida pública, uma política monetária restritiva poderia gerar expectativas de inflação no futuro, o que pressionaria ainda mais o câmbio naquele momento e tornaria inócua a defesa da moeda. *Terceiro*, a

eclosão da crise na Rússia expusera, de maneira evidente, as debilidades de um regime fiscal desequilibrado. A crise explicitou, inclusive, a eventual ineficácia de uma política monetária restritiva nessas condições, possibilidade ressaltada em nosso argumento anterior. Além disso, a necessidade de financiamento externo (i.e., déficit em conta corrente) era um problema *per se*, dado o ambiente de escassez de recursos externos, com a crise em países emergentes persistindo e se alastrando havia mais de um ano. *Quarto*, a proximidade da eleição presidencial, em 4 de outubro, aumentava as incertezas sobre a condução da política econômica.

Ao longo dos meses de agosto e setembro observou-se uma perda de reservas cambiais de, respectivamente, US$ 12 bilhões e US$ 19 bilhões, que encerraram o mês de setembro em US$ 45,8 bilhões. As autoridades brasileiras anunciaram, então, um aumento da taxa de juros de curto prazo, que subiram de 19% a.a. para 43% a.a., e uma série de providências fiscais. A pressão sobre o mercado cambial diminui, mas pelas razões expostas no parágrafo 8, as medidas se mostraram insuficientes.

O governo brasileiro começou, então, a negociar mais uma série de medidas fiscais no âmbito de um acordo de ajuda internacional liderado pelo FMI. As negociações culminaram no anúncio, em novembro, de um consistente pacote de suporte dos países desenvolvidos ao financiamento do Balanço de Pagamentos, totalizando US$ 41,5 bilhões, dos quais US$ 37 bilhões poderiam ser desembolsados nos 12 meses subsequentes. Esse programa estava condicionado a uma série de ambiciosas medidas fiscais destinadas a gerar, no ano de 1999, um superávit primário de 2,6% do PIB para o setor público consolidado. O novo Programa de Estabilização Fiscal (PEF) tinha uma estrutura mais simples e objetiva do que o Pacote 51. Embora intensivo no aumento de impostos, o PEF também previa um corte substancial de despesas discricionárias do Governo Federal (o item "Outras Despesas de Custeio e Capital", o chamado OCC ou OCK), bem como aumento nas contribuições previdenciárias dos servidores federais e medidas possibilitando maior equilíbrio nas finanças estaduais.

Em novembro, as pressões financeiras diminuíram, mas voltaram a aumentar em dezembro, quando, no dia 2, o governo sofreu importante derrota no Congresso. Não conseguiu aprovar, por maioria simples, mudanças importantes no sistema previdenciário do setor público, previstas no PEF. A derrota deteriorou as perspectivas de implementação do PEF, que ainda dependia da aprovação do Congresso, tanto para as medidas de curto prazo (prorrogação da CPMF), quanto estruturais (Reformas Administrativa, Previdenciária e Lei de Responsabilidade Fiscal). Ao longo do mês de dezembro, descontada a entrada de recursos do FMI, BIS e Banco do Japão, que foi de US$ 9,3 bilhões, o Banco Central perdeu quase US$ 7 bilhões de reservas.

No início de janeiro, o governador do Estado de Minas Gerais, Itamar Franco, sinalizou que não estava disposto a honrar os recém-renegociados contratos de dívida com a União, que totalizavam, na época, US$ 15 bilhões. No dia 6, anunciou uma moratória de 90 dias para todas as dívidas do estado, que incluía também o pagamento de Eurobônus. Outros recém-empossados governadores manifestaram-se simpáticos a esse tipo de medida, colocando em dúvida, mais uma vez, a capacidade de o governo executar o plano de estabilização fiscal anunciado. O evento teve grande repercussão no exterior, ampliada pelo fato de Itamar ser ex-Presidente da República. Os mercados caíram em todo o mundo, e os principais jornais destacaram a vulnerabilidade brasileira.

A virada do ano era considerada uma data chave para reversão de expectativas e do fluxo no mercado cambial, tendo em vista, principalmente, o nível baixo de divisas. Pelo conceito de Reservas Internacionais Líquidas (RIL), que não inclui o empréstimo do FMI, o Brasil tinha US$ 35,2 bilhões, o menor valor desde o segundo semestre de 1995. Essa definição de RIL era utilizada em diversas partes do Memorando Técnico do acordo com o FMI, sendo que duas passagens merecem especial destaque, mencionadas abaixo.

Em primeiro lugar, as RIL faziam parte da definição de Crédito Doméstico Líquido, variável para a qual foram estabelecidos critérios de desempenho, isto é, condições que precisavam ser atendidas para que o país continuasse recebendo o empréstimo do FMI. Esses critérios funcionavam como uma espécie de *currency board* sintético e exigiam uma política monetária mais restritiva quanto maior fosse a perda de RIL. Conforme exposto acima nos parágrafos 6 e 8, discutimos nos parágrafos anteriores, esse tipo de restrição sobre política monetária tem um efeito perverso sobre a expectativa de solvência do setor público e, consequentemente, pode ampliar as pressões no mercado cambial. Em segundo lugar, havia um duvidoso item do Memorando estabelecendo um "piso" para as RIL, fixado em US$ 20 bilhões, que preocupou bastante o mercado. Uma vez atingido esse piso, haveria uma revisão do acordo ou mesmo, no caso de uma parcela da dívida, a possibilidade do vencimento antecipado do empréstimo.

Dados os acontecimentos do início de janeiro, a saída líquida de capitais continuou alta, totalizando US$ 900 milhões apenas na primeira semana do ano. Na segunda-feira seguinte, a saída continuou no ritmo de US$ 200 milhões diários e na terça-feira, 12 de janeiro, intensificou-se, atingindo US$ 1,2 bilhões No dia seguinte, o Banco Central, sob novo comando, promoveu um alargamento da banda cambial, cujo teto foi desvalorizado em 9%, para 1,32 R$/US$. Abanda seria agora corrigida a cada três dias úteis, de acordo com uma complicada fórmula (era uma "banda diagonal exógena"). O novo teto seria função da taxa de câmbio nos três dias anteriores, mas o excessivo número de zeros à direita da vírgula na inovadora fórmula permitiria uma desvalorização de apenas cerca de 3,5% em 12 meses. Após dois dias — e uma saída líquida de capital de US$ 2,9 bilhões — em 15 de janeiro o Banco Central permitiu a livre flutuação.

5. Considerações finais

Apesar do Plano Real ter contribuído para a queda da inflação no Brasil, não houve um ajuste fiscal adequado, fazendo com que o déficit nas contas do governo persistisse. Em um primeiro momento após o plano esse déficit foi financiado com expansão monetária e posteriormente através do financiamento externo que possibilitou a queda na inflação.

Com a piora da situação fiscal o governo foi obrigado a começar a vender suas reservas para financiar o desequilíbrio do chamado déficit gêmeos. É nesse contexto em que utilizamos o modelo de Krugman–Flood–Garber para fazer uma calibragem para encontrar o momento em que ocorreria um ataque especulativo contra o real.

Esse exercício apresentado neste trabalho permitiu com que antecipássemos o ataque especulativo com alta probabilidade, tal como está documentado em uma entrevista que fizemos com o jornalista Celso Pinto.

Referências bibliográficas

Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2000, março). *Herd behavior in financial markets: A review* (IMF Working Paper Nº 00/48). https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Herd-Behavior-in-Financial-Markets-A-Review-3487

Corsetti, G., Pesenti, P., & Roubini, N. (1999). Paper tigers? A model of the Asian Crisis. *European Economic Review*, *43*(7), 1211–1236. http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921(99)00017-3

Diamond, D. W., & Dybvig, P. (1983). Bank runs, deposit insurance and liquidity. *Journal of Political Economy*, *91*(3), 401–419. http://dx.doi.org/10.1086/261155

Flood, R. P., & Garber, P. M. (1984). Collapsing exchange rate regimes: Some linear examples. *Journal of International Economics*, *17*(1-2), 1–13. http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(84)90002-3

Goldstein, M. (1998). *The Asian financial crises: Causes, cures, and systemic implications* (Policy Analyses in International Economics Nº 55). Institute for International Economics.

Harrison, J. M. (1985). *Brownian motion and stochastic flow systems* [Wiley Series in Probability and Statistics]. Wiley.

Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (2000). On crises, contagion, and confusion. *Journal of International Economics*, *51*(1), 145–168. (Obra original de 1998) http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996(99)00040-9

Karlin, S., & Taylor, H. M. (1975). *A first course in stochastic processes* (2ª ed.). Academic Press. http://dx.doi.org/10.1016/C2009-1-28569-8

Krugman, P. (1979). A model of balance-of-payment crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, *11*(3), 311–325. http://dx.doi.org/10.2307/1991793

Krugman, P. (1999). What happened to Asia? *In* R. Sato, R. V. Ramaehandran, & K. Mino (Orgs.), *Global competition and integration* (pp. 315–327). Boston, MA: Springer. (Obra original de 1998; Research Monographs in Japan-U.S. Business & Economics, vol 4) http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4615-5109-6_14

Masson, P. R. (1998, setembro). *Contagion: Monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria* (IMF Working Paper Nº 98/142). International Monetary Fund. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Contagion-Monsoonal-Effects-Spillovers-and-Jumps-Between-Multiple-Equilibria-2755

Masson, P. R. (1999, dezembro). *Multiple equilibria, contagion, and the emerging market crises* (IMF Working Paper Nº 99/164). https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Multiple-Equilibria-Contagion-and-the-Emerging-Market-Crises-3353

Obstfeld, M. (1994, fevereiro). *The logic of currency crises* (NBER Working Paper Nº 4640). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w4640

Sachs, J. D., Tornell, A., & Velascos, A. (1996). Financial crises in emerging markets: The lessons from 1995. *Brookings Papers on Economic Activity*(1), 147–215. https://www.brookings.edu/bpea-articles/financial-crises-in-emerging-markets-the-lessons-from-1995/

Salant, S. W., & Henderson, D. W. (1978). Market antecipation of government policy and the price of gold. *Journal of Political Economy*, *86*(4), 627–648. https://www.jstor.org/stable/1840382

rbe
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190021
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

A Time Series Analysis of Household Income Inequality in Brazil From 1977 to 2013

Marcel Caparoz*
Emerson Fernandes Marçal†
Enlinson Mattos‡

Contents

1. Introduction 453
2. Motivation 455
3. Dataset and Econometric Methodology 459
4. Results 461
5. Conclusion 467

Keywords
Income inequality evolution, time-series analysis, public policies

JEL Codes
J50, J30

Abstract · Resumo

Este estudo analisa a evolução da desigualdade de renda domiciliar no Brasil de 1977 a 2013. São analisados quatro quantis: 1% Superiores, 10% Superiores, 10% Inferiores e 50% Inferiores. A novidade do nosso estudo está no uso de técnicas de séries temporais para entender o fenômeno da desigualdade de renda. Utilizamos as técnicas de mudança de regime de Markoviano e de modelos estruturais de séries temporais estruturais em espaço-estado. Ambas as estratégias sugerem que os períodos de concentração de renda no Brasil estão relacionados a altas taxas de inflação. A recente redução de desigualdade nas ações do quantil 1% Superiores pode ser vista como uma "volta a normalidade".

1. Introduction

In the last few decades, income inequality has shown a rising trend in some developed countries such as the United States, Germany, and Japan. Since the work of Kuznets and Jenks (1953), many authors have documented the evolution of income and wealth in many developed economies (Lampman, 1962; Atkinson, 2005; Piketty, 2003; Atkinson & Piketty, 2010; Alvaredo, Atkinson, Piketty, & Saez, 2013; Piketty & Saez, 2014; Piketty & Saez, 2014; Soltow, 1991; Piketty, 2010).

Meanwhile, Brazil experienced an opposite trend with a persistent decline in inequality during this period. Although this income inequality trend is documented at the aggregate level, the literature is silent on the patterns of income concentration in different income brackets at the regional level. A better understanding of these differences is important not only to formulate policy but also to unveil issues that cannot be addressed by only looking at aggregate data. The debate on income inequality in

*Economist at RC Consultores. Rua James Joule, 92, 10º andar, São Paulo, SP, CEP 04576-080, Brazil. 0000-0002-6328-3592

†Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo (FGV/EESP), Centro de Estudos em Macroeconomia Aplicada. Rua Itapeva, 286, 10º andar, São Paulo, SP, CEP 01332-000, Brazil. 0000-0002-0841-5644

‡Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo (FGV/EESP). Rua Itapeva, 474, 13º andar, São Paulo, SP, CEP 01332-000, Brazil. 0000-0001-7351-1280

marcel.caparoz@gmail.com vitorozaki@hotmail.com enlinson.mattos@fgv.br

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

Received on Jul 23rd, 2018
Final Acceptance on Jul 21st, 2019

Brazil has grown in the last decade, mainly because of changes in the economic, political, and social environment over the past 40 years. In the 1970s, the Brazilian economy faced a period of economic prosperity with many people evolving to middle-class standards. The second-round increase in oil prices in the late 1970s had a decisively negative impact on Brazilian growth. In the 1980s, the Brazilian economy faced an economic downturn, hyperinflation, and bailouts.[1] Analysts call this period the "lost decade." The pattern of income distribution was drastically affected by the economic environment in all regions and social levels.

In the 1990s, Brazilian officials managed to stabilize macroeconomic indicators by adopting reforms that led to inflation reduction and moderate growth. Macroeconomic stabilization helped recover the purchasing power and income of individuals and households. The poorest ones were not able to protect themselves against the deleterious effects of inflation on their income and wealth; hence, these effects were particularly important to them. The twenty-first century began with a boom in commodities prices, and Brazil is a great exporter of many commodities such as soybean, coffee, and iron ore. The Brazilian federal government also launched many programs that aimed to reduce poverty by using direct income transfers.

This paper aims to construct and analyze the patterns of income distribution for Brazil (and its regions) in different quantiles. The period of our sample is from 1977 to 2013. Time series are constructed with income concentration for four income brackets (Top 1%, Top 10%, Bottom 10%, and Bottom 50%) for Brazil and its five regions using the National Household Sample Survey (PNAD), collected by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE).[2] We investigated the existence of different regimes in those series by using rigorous and modern time-series techniques. Two methodologies are used: (i) a Markov-switching methodology developed by Hamilton (1989) and (ii) structural time series techniques developed by Harvey (1990).

Our results detect a new regime of high-income shares in the poorest quantiles for aggregated data and some regional data in the 2000s, suggesting an improvement in income distribution for those individuals. For the Top 1% quantile, a regime of high-income shares had prevailed during the 1980s and 1990s. Recently, we find a change in the regime of the low-income shares similar to the one prevailing at the beginning of our sample period, which suggests that the contribution of these quantiles to reducing inequality can be viewed as a "back to normal" transition instead of as the beginning of "a new era." Our second strategy, state-space models, also suggests that the macroeconomics of the 1980s had severe effects on Brazilian inequality, whereas the dynamics of the Top 1% income share reinforce the return to previous stages of income concentration. Our strategy reveals another phenomenon that might explain income concentration: high levels of inflation. This result contrasts most of the empirical literature for developed countries that argues that growth is the main reason for income concentration. It is noteworthy that our estimates unveil important regional differences in many quantiles, mainly in the bottom brackets whereby inequality seems to decrease more gradually in poorer regions compared with the richer regions in Brazil.

[1] Cline (1995) reviews Latin America debt crisis events dealing with the Brazilian debt crisis.

[2] Unfortunately, this survey does not allow us to build a time series of wealth inequality in Brazil.

This paper is organized in five sections including this introduction. In section 2, a literature review on income inequality in Brazil is presented. In section 3, a dataset is shown, and the econometric methodology is discussed. In section 4, the results of two econometric exercises are reported and discussed. Finally, some final remarks are discussed.

2. Motivation

Many factors can affect the dynamics of income inequality. Brazil has many distinct features over the recent past that make it an interesting subject for income distribution studies. In the 1970s and 1980s, Brazil experienced chronic inflation. Particularly in the 1980s, Brazil suffered from macroeconomic imbalances, an unprecedented level of inflation (even by Brazilian standards), public deficits, and bailouts. From 1994 to 2010, Brazil faced a period of unprecedented macroeconomic stability and a rapid demographic transition. During the 2000s, a policy of direct income transfers to the poor was launched, and important changes in the labor market also occurred. To unveil these trends and determine when these aforementioned factors positively or negatively affect income inequality, a rigorous investigation of time trends in Brazilian data is essential. In particular, how the richest and poorest households were affected by these trends needs to be explored.

2.1 Why is using a time-series approach important in dealing with income-inequality data?

Data on income inequality over a long period are available for many countries. Although it is important to understand the factors driving the changes of income inequality from two points in time for one country, determining new trends and structural change using data from one country and common trends among countries, regions, or income share quantiles is also important to obtain a comprehensive view of the phenomenon. Since the 1980s, a revolution in time-series techniques has allowed analysts to analyze non-stationary data and detect changes in trends and structural change.[3]

Time-series techniques have been used to address possible income inequality trends many times in the literature. One of the first studies is that of Blinder and Esaki (1978). They used time-series data and tried to assess the importance of unemployment and inflation on income inequality. In their regressions, the hypotheses of the existence of a time trend and structural change were also investigated. Although their results may be challenged using recent advances in the time series field, they found evidence in favour of the hypothesis that unemployment causes a negative and significant impact on income inequality but not inflation. If inflation had any impact, it would be a positive one.

Another possible approach to deal with income inequality using Time-series data is to investigate the time-series properties using univariate analysis without explanatory variables. This is the approach used in our paper. Raj and Slottje (1994) opted for univariate analyses. They ran the test of Zivot and Andrews (1992) to investigate the existence of a unit root, a possible (broken) time trend in the data of income inequality. They investigated different measures of income inequality and claimed that the series

[3]Maddala and Kim (1998), and Pesaran (2015) provide a rigorous discussion of these developments.

is better described as a stationary process around a broken trend compared with the first-difference stationary process. The period investigated by the authors is from 1947 to 1990 for the United States. Their results suggest that a break in the trend occurred around 1965. After that point, a positive trend in inequality could be detected.

The unit root tests exhibit a well-known power problem if the data-generating process contains a high level of persistence. A longer time series is required to circumvent this problem. Roine and Waldenström (2011) work with a secular and comparable dataset for a group of developed countries. They use data that covers the Great Depression in the 1930s, Second World War, and Post-War period. The longest series starts in 1900 and ends in 2005 for Japan. They use the method developed by Bai and Perron (1998, 2003) to investigate the existence of multiple changes in the data-generating process. Particularly, they are interested in investigating the existence and possible structural changes in time trends. Their study does not focus only on aggregated data but also on the analysis of the time evolution of different quantiles, similar to our approach. They also investigated whether countries share the same trends. They were able to find a new upward trend around the 1960s and 1970s for Anglo-Saxon countries.

2.2 Background on Brazilian income inequality

The dynamics of income inequality have gained attention recently because of the rising inequality that has been observed in developed countries. After the Great Depression, a falling trend in income inequality had been observed globally throughout the following decades until the 1970s. In the 1980s, a rising trend was observed again, and the level of income inequality at present is equivalent to that of the 1929 pre-crisis period. Piketty and Saez (2006) highlight that this trend is not restricted to the United States. Other developed countries such as Canada and the United Kingdom demonstrate a similar pattern. France seems to be an exception. Since after the fall in the 1940s, income inequality has been virtually stable. Tachibanaki (2006) report a similar pattern for Japan.

Atkinson and Piketty (2007) studied the income inequality pattern for continental Europe and native English-speaking countries during the twentieth century. Alvaredo et al. (2013) expanded the analysis to 22 countries from Asia, Europe, Oceania, North America, and South America. Piketty (2014) states that the growing income inequality after the 1980s was due to the increase in the share of labor income, which is in contrast to what happened in the 1929 pre-crisis period when inequality was largely due to capital income, such as profits, dividends, and rents.

In Brazil, the topic of income distribution has gained great importance in recent years, both in the academic field and the political arena. Following remarkable economic and social changes, the structure of income distribution in Brazil has undergone significant changes. Langoni (2005) called attention to the inequality level of the Brazilian income distribution. He highlighted that a widening inequality gap exists when comparing the 1960 data with the 1970 data. Hoffmann (1973) analyzed the income distribution patterns in the 1960s and related it to minimum wage policy changes, showing that the parameter linking degree of inequality to the minimum wage was

negative and statistically different from zero.[4] They found strong evidence of an increase in the country's concentration of income and wealth in the 1970s and 1980s.

Lacerda (1994) confirmed the rising trend of income distribution in the 1980s, especially in the second half of the decade. The Brazilian indicators were quite above the values of most countries around the world (Table 1). According to Lacerda (1994), the main reason for this behavior was the high inflation that lasted almost two decades in Brazil and the successive failed attempts to stabilize macroeconomic indicators and wage policies.

Looking at the data of the twenty-first century, Hoffmann and Ney (2008) analyzed the fall in income inequality in the early years using the PNAD data from 1995 to 2006. They focused the analysis on important states of Brazil such as São Paulo, Minas Gerais, and Rio de Janeiro. Soares, Soares, Medeiros, and Osório (2006) also arrived at the same conclusion, stating that inequality in Brazil began to fall before 2006, mainly because of the decrease in shares retained by people in the highest quantiles.

One shortcoming of the PNAD survey is that income data of upper quantiles may be underestimated. Households were asked to provide their level of income. Medeiros, Souza, and Castro (2015) used income data collected by the Brazilian Federal Revenue Agency that are a more accurate source of information and combined this dataset with PNAD. They argued that earned income is underestimated at higher deciles. Hence, there is a probability that our inequality estimates calculated from PNAD may be underestimated (see also Hoffmann, 1988, and Barros, Cury, & Ulyssea, 2007); however, we build a time series of informed income and assume that underestimation does not

Table 1. Income Inequality in Brazil and Selected Countries.

	Income Retained by top 10%	
Country	Share	Year
Brazil	53.2	1989
Colombia	35.8	1988
Pakistan	31.3	1985
Swiss	29.8	1982
India	26.7	1983
France	25.5	1979
Italy	25.3	1986
United States	25	1985
Bangladesh	24.5	1982
Germany	23.4	1984
Japan	22.4	1979
Belgium	21.5	1979
Sweeden	20.8	1981

Source: World Bank.

[4]Hoffmann and Kageyama (1986) analyzed the income distribution and its time evolution since the mid-1970s, when a series of indicators started to be released. The main example is the PNAD collected by IBGE, the Brazilian Institute of Geography and Statistics.

change over time, which seems reasonable in Brazil. Our procedure still allows us to compare the evolution of income concentration over time.[5] Figure 1 illustrates income distribution in our sample. We detail its evolution in the following.

2.2.1 Poorest 10% household quantile

The income share of Brazil's poorest 10% households in 2013 was 1.2% of the total income of the country. The highest value in our sample period was 1.3%. This share has remained almost stable from 2003 onward. The results suggest that this quantile played a secondary role in the observed reduction of the income inequality in Brazil after the end of this sample period. Income shares rose substantially when data from 2000 is compared with those at the beginning of the sample to the early years in the 1990s. The lowest share was 0.7% in 1989 when Brazilian inflation peaked to almost 90% per month in the consumer price index.

The data for Brazilian regions are not much different from aggregated data. For the lowest 10% quantile, the southern and southeast regions have the highest income shares of 1.6% and 1.4%, respectively. These regions showed considerable improvement in recent years.

In 1990, the income shares were 0.9% and 0.8% in the southern and southeast regions, respectively, with increasing rates from the end of the 1990s. For the midwest region, the income share was 1.3% in 2013 for the poorest 10% households.

Two regions have means below the Brazilian average: the north and northeast, with 1.1% and 0.9%, respectively. At the beginning of the 1990s, an improvement of the share of the northern region was observed, rising from 0.9% in 1990 to 1.7% in 2005, the highest among all regions. Subsequently, the northern region started to experience a decline in income share. It is quite different for the northeast region in which the indicator remained stable from the late 1990s to the end of the sample period, and the values were below the national average.

A rising trend is apparent in the shares of the southern and southeast regions since the mid-1990s, accounting for 1.6% and 1.4%, respectively. The number for these shares in 1990 were 0.9% in the south and 0.8% in the southeast. Midwest regional data also showed an improvement in income shares retained by the poorest ones probably because of better economic performance and agricultural development of the region.

The northeast continues to be the region where Brazilian poverty is most apparent. According to the PNAD data, 43.1% of the poorest Brazilians lived in the northeast region in 2013. However, there have been improvements in recent years. For example in 1977, the northeast had 65.9% of the poorest households. One possible explanation for the change has to do with the "Real Plan", a successful macroeconomic stabilization program launched in 1994. Inflation rates dropped substantially, and the level of inflation tax collection was dramatically reduced. Since the poorest households did not have proper tools to protect their income against inflation, macroeconomic stabilization significantly helped maintain their income shares.

[5]Household data are protected by a banking secrecy law that restricts access to these data. The Brazilian Federal Revenue Agency, unfortunately, does not allow ample access to the academic community.

3. Dataset and Econometric Methodology

The goal of this present study is to analyze the evolution of income distribution among households, focusing on the participation of the 1% and 10% of the richest quantiles and the 10% and 50% of the poorest quantiles for aggregated and regional data. Our sample will cover the period from 1977 to 2013 using the Brazilian aggregated and regional data (north, northeast, south, southeast, and midwest). It covers 37 years of Brazilian history on the subject. We build these data using the first released household survey in Brazil (1977) up to the most recent one.

3.1 Dataset

PNAD was first released in 1967 by IBGE on a quarterly basis, but with a restricted geographical coverage. This format lasted with minor changes until 1973 when its geographic coverage was expanded. At that time, PNAD became the most comprehensive survey in Brazil. During the census in 1974 and 1975, PNAD data were not collected. After 1976, the survey was reformulated and the frequency changed to annual.

The PNAD survey questionnaire continued to undergo major changes until 1979. Subsequently, the structure of the survey suffered minor changes over time. However, geographical coverage has remained unchanged until 2004. The residents of the rural northern region in Brazil were included in the survey, and minor changes in the questionnaire and indicator definitions were made in that period without compromising data compatibility.

Another drawback with the survey is that income obtained from real states and investment such as rents, interest rate, and dividends are often poorly recorded, underestimating income shares for the highest quantiles of society. This issue was raised by Hurst, Li, and Pugsley (2014).

Although the aforementioned problems persist, the PNAD survey has proved valuable in describing the trends exhibited by household income distribution well and continues to help the Brazilian government and scholars to access the results of income distribution policies among other issues.

The data for this study come from PNAD microdata from 1977 to 2013, except for the census years when there was no survey. IBGE did not collect data in 1994. To deal with this data deficiency, we performed a reconstruction of the series to fill missing data points. We opt to use unobserved component methodology. By using a state-space model adapted to the case where the sample contains missing data, we can obtain estimates of missing points. Reconstruction of the series does not change the actual values obtained from the data of PNAD but only adds estimates for missing values.[6]

The PNAD survey allows us to identify individuals, families, and households. We disregarded all individuals that did not answer the questions about income. The remaining data are used even if the answer of the individual was zero to the question on income level (no income at all).

Finally, all models were estimated using Oxmetrics 7.0 packages: PcGive and STAMP.

[6]Our results are not sensitive to those assumptions and are available upon request.

3.2 Econometric methodology

3.2.1 Markov-switching model

Markov-switching regime models are non-linear class models of time-series analysis in which there is a probability of transition between regimes connected to the immediately preceding period. These models are very useful in modeling series that present periods with distinct behaviors. For example, one should not expect a recessionary economy to behave in the same way as an economy in a period of expansion. This non-linearity in economic series can be modeled from regime-switching models. We will use a Markov-switching autoregressive model that allows three regimes. The estimated model will have the following form:

$$y_t = c_k + \phi_k y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad \text{if} \quad s_t = k, \tag{1}$$

where s_t takes the values $k \in \{1, 2, 3\}$.

We can define a set of transition probabilities between the regimes as p_{ij}. This probability can be defined as the probability of the regime i being followed by the regime j. The phenomenon is governed by a non-observed Markov chain process in which the probabilities model the transition from one conditional function to another. The model estimation process depends on the construction of a likelihood function and its optimization using an algorithm similar to that suggested by Hamilton (1989). First, the likelihood function is optimized, next the filtered and smoothed probabilities are calculated, and finally, standard deviations and statistics are calculated for inference.

3.2.2 Structural times series models

According to Watson and Engle (1983), the use of unobservable variables in Economics is widely accepted as a useful approach to describe economic phenomena. The general idea of the structural model for time series is that the series is a sum of components, not necessarily observed, such as trend, seasonality, and cycles, wherein each component evolves according to a particular dynamic. Structural models in a state-space representation offer a very interesting approach to forecasting. One can define a state-space model as follows:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \overset{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}(0, H_t), \tag{2}$$

$$\alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + R_t \eta_t \qquad \eta_t \overset{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}(0, Q_t), \tag{3}$$

where y_t is a vector of observations $p \times 1$; α_t is the state vector, which is unobserved and has dimension $m \times 1$; ε_t and η_t are independent error terms; H_t and Q_t are covariance matrices; and iid denotes independent and identically distributed. Z_t, T_t, and R_t are vectors with known and estimated elements. The model estimation is conducted using the Kalman filter combined with maximum likelihood, in which the forecast errors are minimized. The Kalman filter is composed of a set of equations to estimate recursively in time the mean and conditional variance of the state vector. De Rossi and Harvey (2009, 2006) discuss the methods in using the state-space model to model the dynamics of different quantiles.

The estimated state-space structural model was decomposed into trend (μ_t) and an autoregressive component (ψ_t). Note that (4), (5), (6), and (7) represent a restricted

version of models (2) and (3). Thus, model configuration follows the form of the basic structural model with an autoregressive component, which can be written as follows:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \overset{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}\left(0, \sigma_\varepsilon^2\right) \tag{4}$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \beta_t + \upsilon_t \qquad \upsilon_t \overset{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}\left(0, \sigma_\upsilon^2\right) \tag{5}$$

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \eta_t \qquad \eta_t \overset{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}\left(0, \sigma_\eta^2\right) \tag{6}$$

$$\psi_{t+1} = \rho\psi_t + \xi_t \qquad \xi_t \overset{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}\left(0, \sigma_\xi^2\right) \tag{7}$$

where ψ_t denotes a component that has an autoregressive dynamics; β_t is a component that generate a time trend; μ_t is denotes the level; ε_t, υ_t, η_t, and ξ_t denote iid variables; and ρ is an autoregressive parameter.

4. Results

This section is divided into two parts. The first part focuses on the results obtained from Markov-switching time series models, whereas the second part focuses on the results of state-space models. We performed both exercises for the Top 1%, Top 10%, Bottom 10%, and Bottom 50% quantiles using aggregated and regional disaggregated data. The goal is to investigate whether evidence of a changing pattern exists in income distribution in Brazilian regions and when it occurred. The descriptive analysis in the previous sections suggests that there was a significant change in income distribution pattern in the first decade of 2000 toward greater equality.

4.1 Markov-switching models

We estimate a Markov-switching autoregressive model to understand better the dynamics of quantile income shares for Brazilian aggregated and disaggregated data. We opt to work with at most three different regimes of income shares (high, intermediate, and low). We opt to choose three regimes due to the fact that Brazilian economy had a period of high growth and moderate inflation in the 1970s, followed by a period of low growth and very high inflation in 1980s and half of 1990's. Finally, the period of 2000's had moderate growth and low inflation levels for Brazilian standard.[7]

The models are estimated for the Bottom 10%, Bottom 50%, Top 10%, and Top 1% income share quantiles. Figures 1 and 2 show which regime is most likely to have prevailed at each point of time. Estimates of regime alternate in time and are not erratic; that is, if income share is at one regime in one period, then it tends to stay in this regime in the next period. We opt to work with three regimes because during the period covered by the sample, at least three regimes should be required: one before the 1980s when inflation was high but manageable, another during the 1980s when inflation was out of control, and finally, another regime during the 1990s and the year of the twenty-first century. Our complementary analysis using state-space models does not require setting

[7] Although in state space models methodology we do need to specify the number of regimes, estimate of unobserved component can provide information if a relevant change had occurred in DGP of the data. Results of section 4.2 show that the three regime hypothesis is adequate.

a number of specific regimes, but the results provide evidence that corroborates this hypothesis.

4.1.1 Brazilian data

First, we analyze the Brazilian aggregated data. For the Bottom 10% quantile data (first graph of Figure 1), there is clear evidence of three regimes during the sample period: low, intermediate, and high-income shares. The intermediate share regime prevailed from the beginning of the sample period (1977) to the mid-1980s. This regime was followed by the low-income share regime from the mid-1980s to 1998. Subsequently, from 1998 to 2003, intermediate-income share regime prevailed again. From 2003 to the end of the sample period, the high-income share regime prevailed.

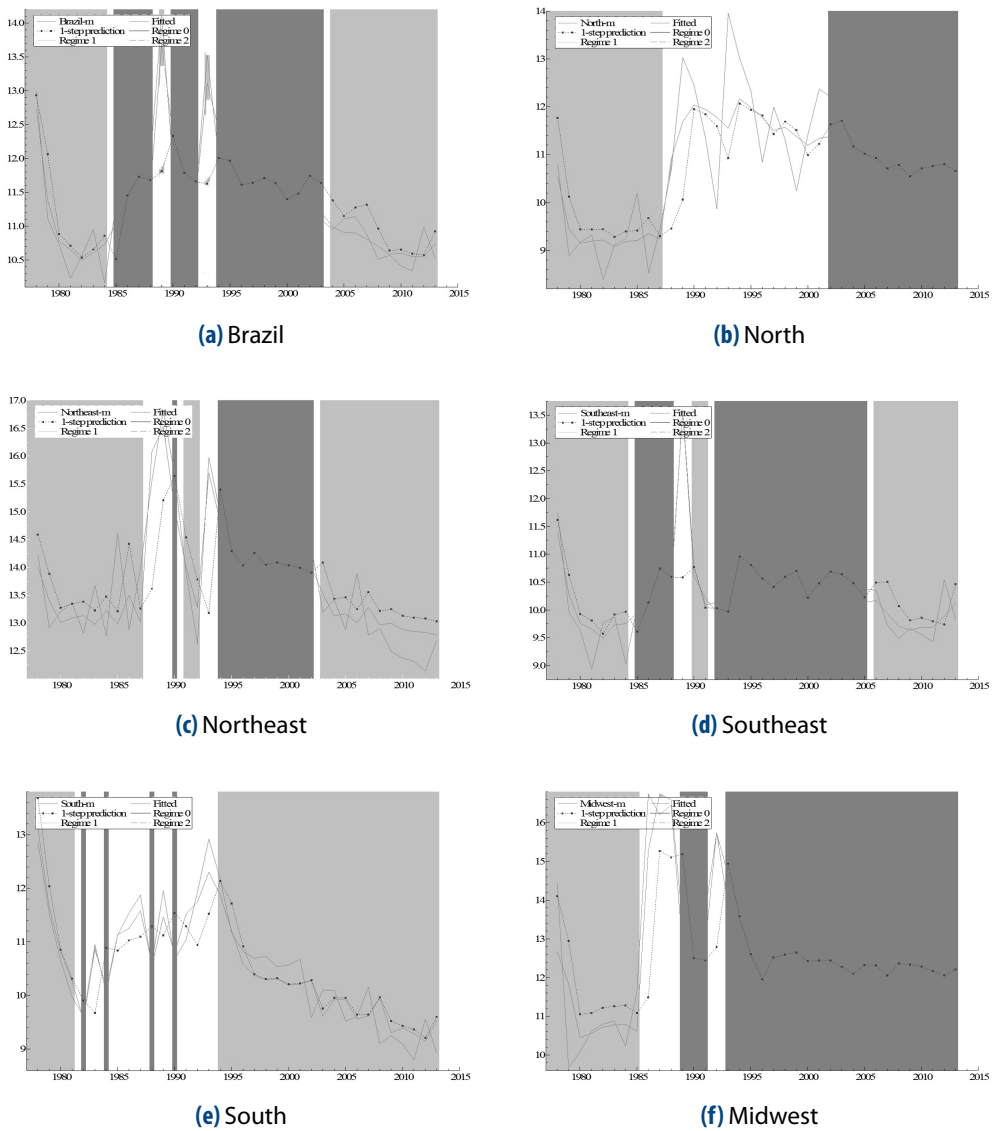
For the 50% poorest quantile, it is possible to tell a different history. The regime with the lowest mean lasts from the beginning of the sample period to 2002. From 2002 to 2006, a second regime prevailed. Subsequently, from 2006 to the end of the sample period, a third regime that is clearly a high-income share regime took place. The second regime seems to be a transition from a low- to high-income share regime. This suggests that the 1980s inflationary crisis had severe effects on the income share of the poorest households but not that severe on the 50% quantile.

Finally, for the Top 10% quantile, an intermediate regime prevailed in almost all points from the beginning of the sample period to 2002. Subsequently, a regime of low-income shares started to prevail, and a third regime associated with positive peaks of income shares occurred at the beginning of the sample period and at the end of the 1980s when the Brazilian economy was facing unprecedented inflation crisis. It is reasonable to conclude that a transition from a higher to a lower level of income share exists in around 2003 for Top 10% quantiles.

As a stylized fact, there is clear evidence in favor of a transition toward a more equal income distribution pattern in Brazilian data. This movement started with the poorest ones in the late 1990s probably because of changes in the macroeconomic environment and became stronger during the first decade of 2000 when it was possible to observe regime changes in all quantiles.

4.1.2 North region

We start our analysis with the results of the 10% poorest quantile in the northern region. Clearly, we can detect three regimes. The first one is an intermediate shares regime that lasted from the 1970s to the mid-1980s. From that time to 2000, a regime of low-income share prevailed probably as a consequence of macroeconomic instability of the economy. However, from that period to the end of the sample period, two regimes alternated: one with high-income shares and the other with intermediate-income shares. This regional picture contrasts with the national one where the regime of high-income shares tended to prevail in the same period. Particularly, the high-income share regime was followed by an intermediate one in 2008 when the Brazilian growth was reduced because of the consequences of the financial crisis in the United States. After 2010, the growth of the Brazilian economy started to decrease; this is the point where intermediate regime succeeds high-income share regime.

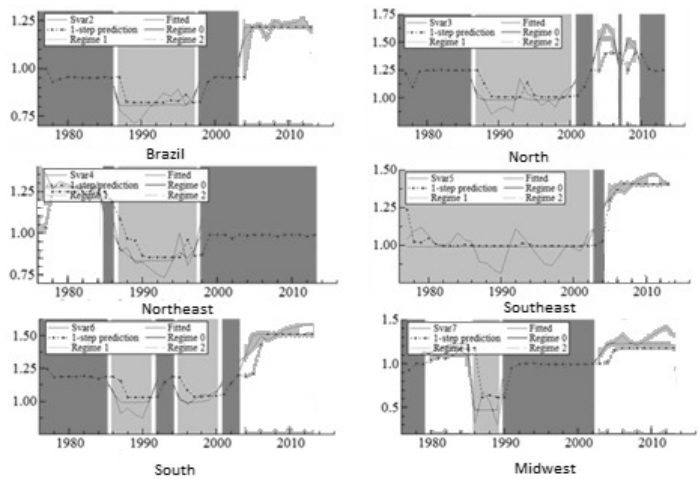


(a) Brazil **(b)** North

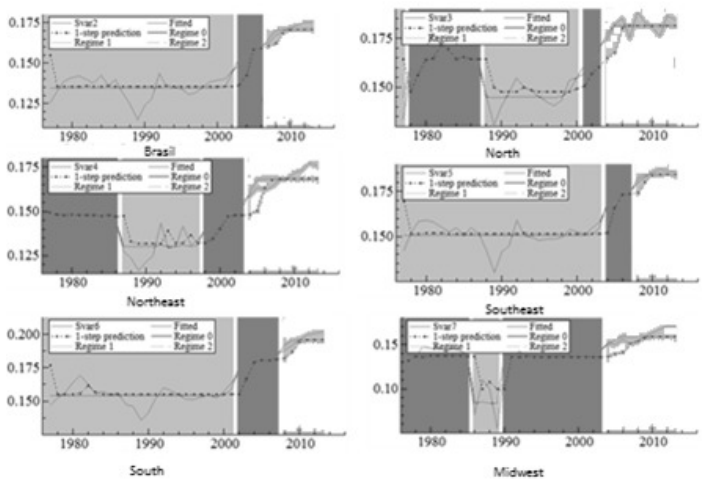
(c) Northeast **(d)** Southeast

(e) South **(f)** Midwest

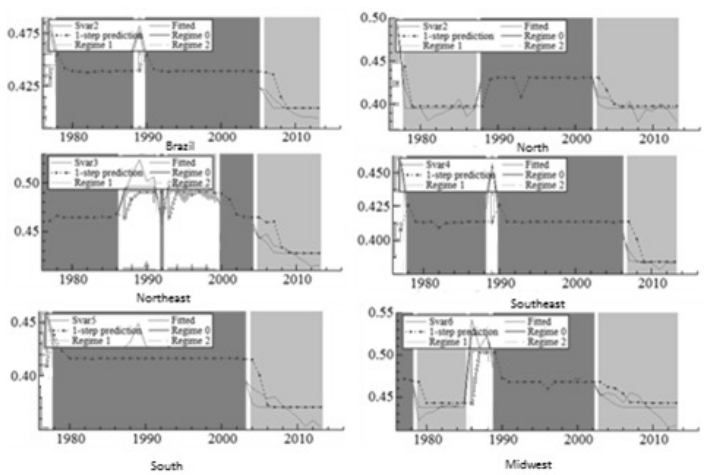
Figure 1. Smooth conditional probability using Markov-switching model for three regimes. Top 1% regime estimates.



(a) Poorest 10% quantile data



(b) Poorest 50% quantile data



(c) Top 10% quantile data

Figure 2. Regime probabilities obtained from a Markov-switching model for Brazil and its regions. Smooth conditional probability – Markov-switching model – 3 regimes.

For the 50% poorest quantile, there is evidence of three distinct regimes. Bottom-income shares prevailed in the late 1980s to 2002. Then, a transition to intermediate-income shares occurred. Finally, from 2004 to the end of the sample period, a regime of high-income shares tended to prevail. For the Top 10% quantile, two regimes prevailed in almost all points. The first one is a high-income share regime prevailing from the mid-1980s to 2002, and the second is a low-income share regime that prevailed from 2002 to the end of the sample period.

4.1.3 Northeast region

Now, we look at the results of the northeast region. The pattern of income shares for the 10% poorest contrasts with the aggregated Brazilian results for the same group. The best period when income shares prevailed is at the beginning of the sample period to the mid-1980s. Then, a regime of low-income share prevailed up to 1998. Subsequently, from that period to the end of the sample period, a regime of intermediate-income shares started to prevail. The conclusion is that the 1980s macroeconomic crisis could have caused a drop in this income share quantile and that no full recovery exists until the end of our dataset.

The picture for the 50% poorest quantile differs from aggregated data. The income shares during the 1980s macroeconomic instability were negatively affected, but there was a full recovery at the end of the 1990s and an improvement from 2002 to the end of the sample period. The transition to a better position seems to have started earlier than national data for this quantile.

4.1.4 Midwest region

The Midwest region in Brazil has become one of the most important regions for agricultural production, particularly those related to exports. Our estimates for the Low 10% suggest the existence of three regimes. The regime of high-income shares prevailed in the late 1970s and early 1980s and after 2002. In the late 1980s, a regime of low-income shares prevailed, which was followed by an intermediate-income share regime. This regime was then followed by a high-income share regime that prevailed until the end of the sample period. This regime cannot be considered a new one because it had already prevailed in the 1980s.

For the 50% poorest quantile, a regime of intermediate-income shares prevailed in most of the period from the beginning of the sample period to 2002. Only during the late 1980s was a regime of low-income shares active. Finally, from 2002 to the end of the sample period, a regime of high shares started to prevail.

For the Top 10%, low- and intermediate-income share regimes prevailed in most of the sample period. In the late 1980s, a regime of high-income shares had prevailed. At the end of the sample period, a regime of low-income shares seemed to be prevailing but it cannot be seen as a new regime because it had also prevailed in the 1980s.

4.1.5 South region

For the data in the South region, there is a clear pattern indicating new movement from 2002 to the end of the sample period. A regime of high-income shares prevailed for the Bottom 10% and 50% poorest quantiles, whereas a regime of low-income share

prevailed for the Top 10%. In the late 1980s, the low-income share regime seemed to have prevailed for the poorest quantiles.

4.1.6 Southeast region

The southeast region in Brazil is the most developed region in many aspects. The income distribution pattern in the southeast region contrasts in one aspect from that in other regions. There is no evidence of a low-income share regime during the 1980s in both poorest quantiles. From 2000, there is a transition toward a high-income share regime in these quantiles. Finally, in the Top 10% quantile, two regimes prevailed most of the time. From 2000 to the end of the sample period, a regime of low share prevailed, whereas in the rest of the sample except a few years in the late 1970s and late 1980s, a regime of intermediate shares was observed. Finally, some peaks in the share were observed in the late 1970s and 1980s.

4.2 Multivariate structural time series model

We also estimate a local linear trend state-space multivariate time-series model with an autoregressive stationary component for Brazilian regional data[8] as described in equations (4)–(7). The goal of this method is to identify a statistically significant local trend and change in the level component of data quantile. The model structure allows the trend to be time variant; that is, it allows different values for the trend in each period. This methodology is important to help us identify different patterns over the forty years sample period. Trend and level components evolve smoothly in a state-space framework, whereas in Markov-switching framework regimes, change is abrupt. The methodology also allows us to easily tackle the missing values in the sample.

4.2.1 Brazilian data

Figure 3 shows estimates for all components of the state-space model for the Top 1%, Top 10%, Bottom 50%, and Bottom 10% Brazilian income shares. All components are plotted with proper error bands. If at time t the lower bound of the band is larger than all previous values of the upper bound of the band up to time t, it is possible to state that the level has reached a peak at time t. If at time t the upper bound is smaller than all previous values of the lower bound of the band up to time t, it is possible to state that the level has reached a trough.

The first set (row) of graphs in Figure 3 show the time evolution of level component estimates. It is possible to conclude from these graphs that Bottom 10% and Bottom 50% started to reach a sequence of peak values around 2002. The level component remained statistically above the values that had prevailed until 2002. This suggests that there is a significant improvement in the shares of these quantiles in the Brazilian income distribution. Although some changes seemed to occur in the Top 1% quantile, there is no evidence of a statistically significant difference among the periods. In Top 10% a statically significant drop occurred in the middle of 1990s. Major changes in income distribution pattern seems to be related to the change in lower quantiles, whereas income

[8] We only report results for Brazil and not regions to save space. Results can be obtained in Supplementary Material document available upon request.

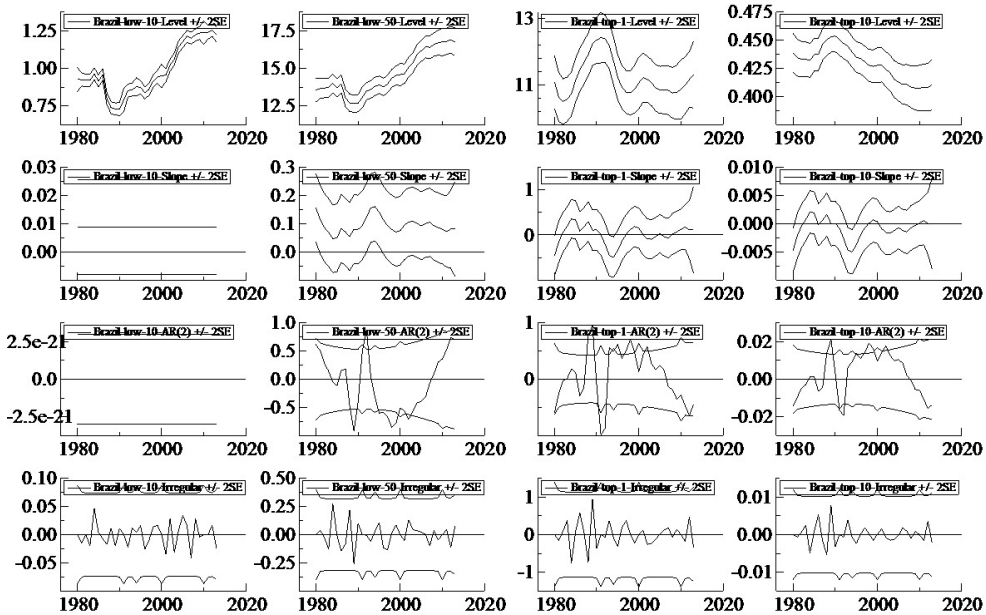


Figure 3. State-space model components for Brazil: Top 1%, Top 10%, Bottom 50%, and Bottom 10% income shares.

shares of Top 1% quantile remained stable. Excepting Top 1% level, it is possible to conclude that at least two different regimes prevailed in all shares. In Bottom 10% and Bottom 50% evidence of three different regime seems to be more adequate.

An inspection of autoregressive component estimates (ψ_t) suggests that a fall and recovery event took place in 1989 and 1990 at the Bottom 50%, Top 1%, and Top 10% quantiles. These movements are closely related to the macroeconomic instability of the Brazilian economy at that time. The highest level of inflation in Brazilian history occurred in this year. A fall in the income share quantile is observed in 1989, whereas an opposite movement was observed in top quantiles. Moreover, the component level of the Bottom 10% quantile reached its lowest level in 1989, and it can be classified as a trough. Recovery was slower than in other quantiles.

Finally, local trend (β_t) component seems to be statistically insignificant for virtually all the sample except in about 1994 when the Brazilian government managed to implement a successful macroeconomic stabilization plan.

In summary, the national picture suggests that a statistically significant movement toward a more equal income distribution patterns at unprecedented levels started about the early 2000s, and macroeconomic instability at the end of the 1980s had a deleterious effect on income distribution.

5. Conclusion

The discussion on income inequality in Brazil has grown in the last decade, mainly because of changes in the economic, political, and social environment over the past 40 years. In the 1970s, the Brazilian economy faced a period of economic prosperity

with many people evolving to middle-class standards. The second-round increases in oil prices in the late 1970s had a decisively negative impact on the Brazilian economic growth. In the 1980s, the Brazilian economy faced economic downturn, hyperinflation, and bailouts.

This paper analyzes the evolution of household income inequality in Brazil using aggregated and regional data from 1977 to 2013. The Brazilian PNAD data are used, and four income share quantiles are investigated, namely the Top 1%, Top 10%, Bottom 10%, and Bottom 50%.

Our results can be stated in two dimensions. Allowing for three different regimes, our estimations suggest that for individuals belonging to the Top 1% and 10% income share, a reduction can be observed in their shares in Brazil and most regions from the first decade of the twentieth century onward. This is more pronounced for the Top 10%. An opposite movement in terms of increase in share participation is observed for the poorest individuals (Bottom 10% and 50%), which is more pronounced for Bottom 50%. However, for those on the lowest quantiles, we observe an improvement in their shares before 2000, suggesting a previous improvement in the income of those at the bottom before decreasing income participation of those at the very top. That phenomenon seems to take longer in northeast and north regions; that is, an increase in the participation shares for the lowest quantiles is only observed after 2000. The second dimension is the result concerning the multivariate structural time-series model that allows us to decompose for transitory versus permanent movements on the series of income participation for the Top 1%, Top 10%, Bottom 10%, and Bottom 50% and their statistical significance. For those at the Top 1% quantile, we cannot reject the null hypothesis that there is no trend in any period and there is no detectable peak or trough for Brazil and most regions. However, for those at the bottom, we observe successive improvements for Brazil and most regions reaching successive peaks of income shares beginning 2000s onward.

The results also suggest not only that high inflation has produced a large income inequality in Brazil but also a large improvement has occurred after inflation was controlled. This was more pronounced after 2000. Minimum wage policy and social programs seem to have improved the income distribution after 2002. Kuznets and Jenks (1953) argued that income inequality first rises with economic development where concentrated sectors push for development but then decreases as workers join the high-paying sectors of the economy. Our data show that this may not be the cause of the increase in income inequality in the 1980s, a recession period. Furthermore, we observe a decrease in income concentration at the end of the 1990s, a growth-recovery period with much lower inflation.

References

Alvaredo, F., Atkinson, A. B., Piketty, T., & Saez, E. (2013). The top 1 percent in international and historical perspective. *Journal of Economic Perspectives*, *27*(3), 3–20. http://dx.doi.org/10.1257/jep.27.3.3

Atkinson, A. B. (2005). Top incomes in the UK over the 20th century. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A* (Statistics in Society), *168*(2), 325–343. https://www.jstor.org/stable/3559965

Atkinson, A. B., & Piketty, T. (Eds.). (2007). *Top incomes over the twentieth century: A contrast between continental european and English-speaking countries*. Cambridge University Press.

Atkinson, A. B., & Piketty, T. (2010). *Top incomes: A global perspective*. Oxford University Press.

Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, *66*(1), 47–78. https://www.jstor.org/stable/2998540

Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, *18*(1), 1–22. https://www.jstor.org/stable/30035185

Barros, R. P. d., Cury, S., & Ulyssea, G. (2007). *A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa com base na PNAD, na POF e nas Contas Nacionais* (Texto para Discussão). Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1263.pdf

Blinder, A. S., & Esaki, H. Y. (1978). Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States. *The Review of Economics and Statistics*, *60*(4), 604–609. https://www.jstor.org/stable/1924254

Cline, W. R. (1995). *International debt reexamined* (No. 46). Peterson Institute for International Economics. https://cup.columbia.edu/book/a/9780881320831

De Rossi, G., & Harvey, A. (2009). Quantiles, expectiles and splines. *Journal of Econometrics*, *152*(2), 179–185. http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.01.001

De Rossi, G., & Harvey, A. C. (2006). *Time-varying quantiles.* Retrieved July 12th, 2019, from http://www.princeton.edu/~erp/Econometrics/Old%20Pdfs/harvey.pdf

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, *57*(2), 357–484. https://www.jstor.org/stable/1912559

Harvey, A. C. (1990). *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge University Press.

Hoffmann, R. (1973). Considerações sobre a evolução recente da distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, *13*(4), 7–17. http://dx.doi.org/10.1590/S0034-75901973000400001

Hoffmann, R. (1988). A subdeclaração dos rendimentos. *São Paulo em Perspectiva*, *2*(1), 50–54.

Hoffmann, R., & Kageyama, A. A. (1986). Distribuição da renda no Brasil, entre famílias e entre pessoas, em 1970 e 1980. *Estudos Econômicos*, *16*(1), 25–51. https://www.revistas.usp.br/ee/article/download/157261/152643

Hoffmann, R., & Ney, M. G. (2008). A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: Análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais. *Econômica*, *10*(1), 7–39. http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/1439

Hurst, E., Li, G., & Pugsley, B. (2014). Are household surveys like tax forms? Evidence from income underreporting of the self-employed. *Review of Economics and Statistics*, *96*(1), 19–33. http://dx.doi.org/10.1162/REST_a_00363

Kuznets, S., & Jenks, E. (1953). *Shares of upper income groups in income and savings*. National Bureau of Economic Research (NBER). https://www.nber.org/books/kuzn53-1

Lacerda, A. C. (1994). Distribuição de renda no Brasil nos anos 80. *Revista de Economia Política*, *14*(4), 134–140. http://www.rep.org.br/pdf/55-11.pdf

Lampman, R. J. (1962). *The share of top wealth-holders in national wealth, 1922–56*. National Bureau of Economic Research (NBER). https://www.nber.org/books/lamp62-1

Langoni, C. G. (2005). *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. FGV Editora.

Maddala, G. S., & Kim, I.-M. (1998). *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge University Press.

Medeiros, M., Souza, P. H. G. F., & Castro, F. A. d. (2015). A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: Estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. *Ciência e Saúde Coletiva*, *20*(4), 971–986. http://dx.doi.org/10.1590/1413-81232015204.00362014

Pesaran, M. H. (2015). *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press.

Piketty, T. (2003). Income inequality in France, 1901–1998. *Journal of Political Economy*, *111*(5), 1004–1042. http://dx.doi.org/10.1086/376955

Piketty, T. (2010). *On the long run evolution of inheritance: France 1820–2050* (Discussion Paper No. 7854). CEPR. https://cepr.org/active/publications/discussion_papers/dp.php?dpno=7854

Piketty, T. (2014). *Capital in the twenty-first century*. Harvard University Press.

Piketty, T., & Saez, E. (2006, January). *The evolution of top incomes: A historical and international perspective* (Working Paper No. 11955). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w11955

Piketty, T., & Saez, E. (2014). Inequality in the long run. *Science*, *344*(6186), 838–843. http://dx.doi.org/10.1126/science.1251936

Raj, B., & Slottje, D. J. (1994). The trend behavior of alternative income inequality measures in the United States from 1947–1990 and the structural break. *Journal of Business & Economic Statistics*, *12*(4), 479–487. http://dx.doi.org/10.1080/07350015.1994.10524570

Roine, J., & Waldenström, D. (2011). Common trends and shocks to top incomes: A structural breaks approach. *Review of Economics and Statistics*, *93*(3), 832–846. http://dx.doi.org/10.1162/REST_a_00112

Soares, F. V., Soares, S., Medeiros, M., & Osório, R. G. (2006, October). *Programas de transferência de renda no Brasil: Impactos sobre a desigualdade* (Texto para Discussão No. 1228). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1905/1/TD_1228.pdf

Soltow, L. (1991). *Distribution of wealth and income in the United States in 1798*. University of Pittsburgh Press. http://dx.doi.org/10.2307/2597518

Tachibanaki, T. (2006). *Confronting income inequality in Japan: A comparative analysis of causes, consequences, and reform*. MIT Press Books.

Watson, M. W., & Engle, R. F. (1983). Alternative algorithms for the estimation of dynamic factor, mimic and varying coefficient regression models. *Journal of Econometrics*, *23*(3), 385–400. http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(83)90066-0

Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, *10*(3), 251–270. http://dx.doi.org/10.1198/073500102753410372

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190022
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Minimum Initial Application and Price Discrimination in the Fund Market*

Rafael de Braga Castilho†

Contents

1. Introduction 471
2. Brazilian Fixed Income Fund Market and Price Discrimination 473
3. Data 473
4. Empirical Framework and Estimation ... 476
5. Results 480
6. Counterfactual and Welfare Analysis 480
7. Conclusion 486
Appendix. Computational Details 487

Keywords
Discrete choice, differentiated products, price discrimination, random coefficients, fixed income fund

JEL Codes
C35, G20, L13

Abstract · Resumo

Bancos oferecem diversos fundos que variam em suas características. Geralmente fundos com aplicação inicial mínima maiores têm taxas de administração menores, o que pode ser devido a custos inferiores. Neste trabalho analiso em que medida esta correlação negativa pode ser explicada pela diferença nos custos ou se reflete a tentativa dos bancos de praticar discriminação de preços de segundo grau. Para isto eu estimo um modelo estrutural que permite recuperar o custo marginal dos fundos e, portanto, indicar quanto da variação da taxa é devido a diferenças de custo. Os resultados sugerem que os bancos utilizam a aplicação inicial mínima como forma de discriminar os preços. Exercícios contrafactuais assumindo que os bancos não podem cobrar taxas múltiplas nem aplicações iniciais mínimas indicam que o bem-estar dos consumidores diminui na maioria dos casos.

1. Introduction

Price dispersion is present in several markets, including the investment fund market. Funds could hardly be considered homogeneous products, since their characteristics such as return, risk and portfolio composition vary. Although the fee variation could solely reflect cost differences, it could also be due to markup differences.

In this paper I analyze the roles of cost differences and second-degree price discrimination to explain the observed fee dispersion in the fund industry. In order to do this I use a model that allows to recover the marginal cost and therefore decompose the fee into the marginal cost and a markup term. A fee decreases mostly due to markup variation, as minimum initial application increases, suggests the presence of price discrimination.

With this purpose I estimate a structural model of consumer and pricing behavior that allows consumer and fund heterogeneity. Consumers value fund characteristics

*I would like to thank Luis Braido, Helena Perrone and the participants of 1st International REAP Meetings for helpful comments. This study was financed in part by the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Finance Code 001. Financial support from Capes and CNPq is gratefully acknowledged. All errors are mine.

†Fundação Getúlio Vargas, Escola Brasileira de Economia e Finanças (FGV/EPGE). Praia de Botafogo 190, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22250-900, Brasil. 0000-0002-8351-3949

rafaelbragacastilho@gmail.com

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

Received on Jan 30th, 2018
Final Acceptance on Aug 29th, 2019

and choose the fund that maximizes utility. Consumers are heterogeneous in their valuation of fund characteristics and therefore they choose different funds. Banks are profit maximizing multi-product firms that compete in prices. The results can give a better idea of how the competition is played in this market and thus suggest some guidelines regarding policy.

The existence of fee dispersion in the fund industry has already been studied by other papers, but never—at least to my knowledge—as reflecting bank attempt to price discriminate. Hortaçsu and Syverson (2004) estimate a structural model with consumer heterogeneity in search costs and funds vertically differentiated. They estimate nonparametrically the c.d.f. of the search cost distribution which rationalizes the observed market shares. Iannotta and Navone (2012) controls for funds observable sources of heterogeneity and attribute to search costs the not explained fee dispersion.

Some papers study the price discrimination empirically. Cohen (2008) investigates the extent to which quantity discounts for paper towels are consistent with second degree price discrimination. The presence of nonlinear pricing in the specialty coffee market is studied in McManus (2007).

Data were provided by Brazilian Financial and Capital Markets Association (Anbima) and consist of monthly information of Brazilian funds. Anbima classifies funds in mutually exclusive categories such as short term, multimarket, pension, DI referenced, fixed income and shares, which allows different portfolio composition. Among these categories, I only consider fixed income, which is the largest category, including over 1,000 funds and 25% of the 2 trillion Brazilian Reais (BRL) net asset.

With the purpose of access how fees, minimum initial applications and consumer welfare would change in a scenario where banks could neither charge multiple fees nor minimum initial application, I use the model estimates to simulate two counterfactual scenarios. In the first, each bank can charge a unique administration fee for its funds, given the minimum initial application observed in the data. In the second, given a minimum initial application, the bank chooses a unique administration fee.

Results indicate that an increase of 100 BRL in the minimum initial application decreases the marginal cost in 0.002408 BRL. Using the parameters estimates I recover the marginal costs and obtain the funds markups, which decrease with larger minimum initial applications and therefore suggest the presence of second-degree price discrimination.

Regarding the counterfactuals, the predicted administration fee decreases monotonically with the minimum initial application. In order to achieve the administration fees charged with the observed minimum initial application (first counterfactual), it would be necessary an initial application around 20,000 BRL for all funds. The change in consumer surplus is negative in the first counterfactual and it is positive in the second counterfactual only for initial applications above 30,000 BRL.

The remainder of this paper is organized as follows. Section 2 describes the Brazilian fund market. Section 3 presents the data used. Section 4 presents the model of consumer and firm behavior, the estimation procedure and discusses the identification. Section 5 shows the results and discusses the possibility of price discrimination. Section 6 presents the counterfactuals and the welfare analysis. Section 7 concludes. Appendix presents the computational procedure in details.

2. Brazilian Fixed Income Fund Market and Price Discrimination

The CVM 409 instruction regulates fund market in Brazil,[1] It provides a mutually exclusive classification of funds in categories such as short term, multimarket, pension, DI referenced, fixed income, shares. Fixed income is the largest fund category regarding net asset and holds around 25% of the 2 trillion BRL existent in this market.

The fund characteristics also need to be specified. For example, if it is open or closed, which investor segment it is interested in and if it has performance, entry or exit fees.[2] A fund is classified as open if its shareholders can request withdrawal before the end of its term.[3] Otherwise it is classified as closed and withdraws can only occur at the end of the term, previously defined.

The administration fee is charged annually as a percentage of the amount invested. While the performance fee is calculated based on the return that exceeds a certain percentage of the benchmark. The performance fee is charged with a predefined periodicity.

Entry and exit fees are charged at the moment of application and withdraw, respectively. Figure 1 presents the administration fee histogram.

Generally, funds set minimum initial applications and therefore consumers can not invest any amount initially. Figure 2 shows the minimum initial application histogram.

Each point at Figure 3 is the administration fee and minimum initial application for a fund in a month. The correlation between these variables is −0.4382.

3. Data

I used two sources to construct the dataset. The information on funds was provided by the Brazilian Financial and Capital Markets Association (Anbima) and consists of monthly information on all existing funds in Brazil from January 2000 to June 2012. The data on consumer characteristics are from the National Household Sample Survey (PNAD).

Anbima classifies funds into categories whose last reclassification was in August 2006. To avoid considering funds which are now in other categories, the dataset starts in 2007. Since funds start and end during this period, the dataset is an unbalanced panel.

In the considered period there was a total of 174 funds offered by 26 banks. Figure 4 shows the market share of the largest banks, which contain almost ninety percent of the total market share.

Since few funds have another fee then the administration fee, I will only consider those that have only the administration fee along being offered by the six largest banks.[4] This leads to a sample with 5,255 observations and 104 funds. Figure 5 and Figure 6 present respectively the evolution of the net asset and number of funds.

Table 1 presents some descriptive statistics of the variables considered. The age of a fund (Age) is the number of months of existence divided by 12. Minimum initial

[1] This can be found at http://www.cvm.gov.br

[2] Site http://www.anbima.com.br/mostra.aspx/?op=z&id=112 contains the characteristics and rules.

[3] Each fund has to specify maximum periods between the shareholder request, conversion and receipt of a withdrawn.

[4] Nine funds have an exit fee, three have performance fee and no one has an entry fee.

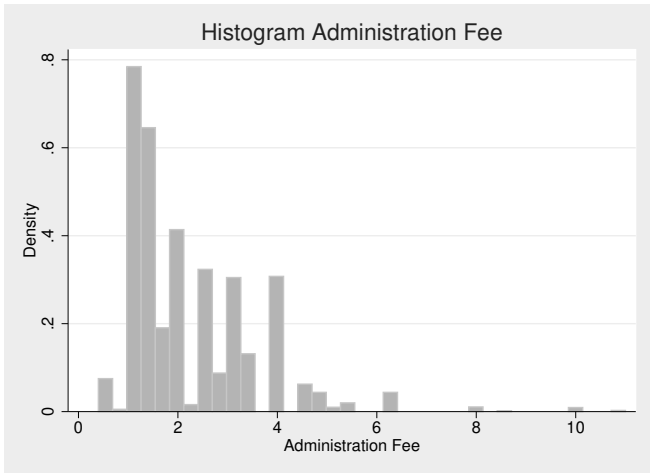


Figure 1. Histogram – Administration Fee.

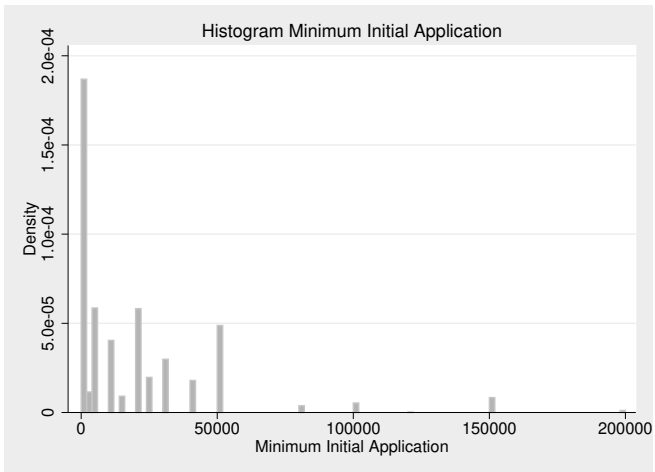


Figure 2. Histogram – Minimum Initial Application.

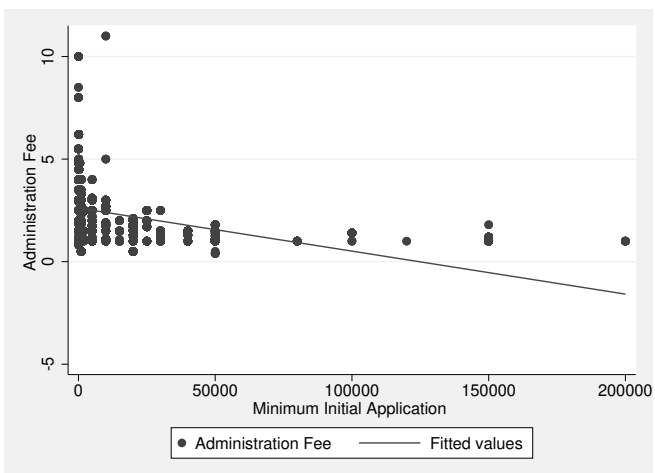


Figure 3. Administration Fee and Minimum Initial Application.

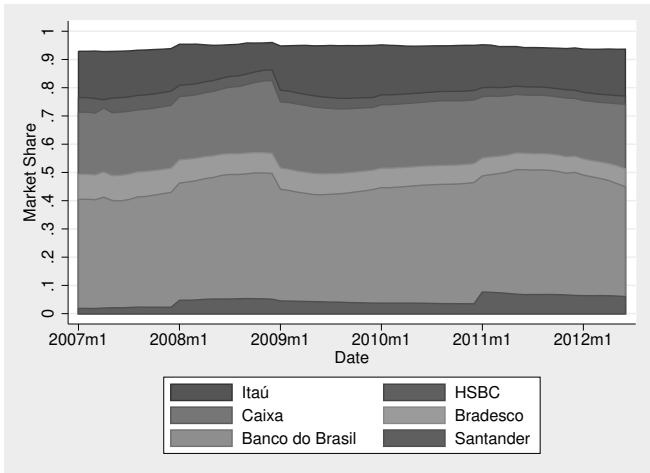


Figure 4. Market Share of the largest 6 banks.

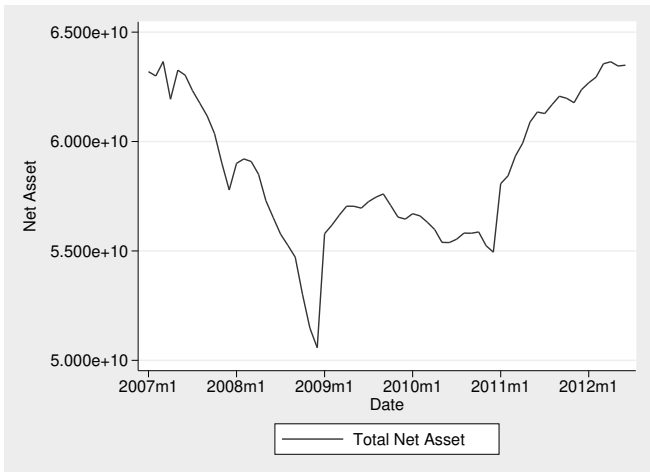


Figure 5. Total Net Asset.

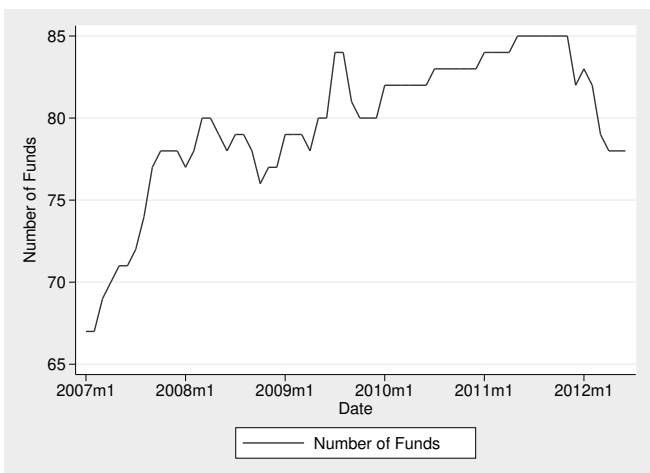


Figure 6. Number of Funds.

application (Min Init Appl) and minimum additional application (Min Addit Appl) are in tens of thousands of BRL. Market share of the outside good (Mkt Share Out Good) is the market share of not considered funds, ie, those with fees other than administration or that are not offered by the considered banks. Therefore the option of not consuming one of the funds considered means its substitution to one from a non-considered bank or with fees other than the administration fee. I do not intend to explain the portfolio allocation between different kinds of investment and thus restrict the choices available to fixed income funds.

Lastly, PNAD is a survey conducted by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) and I use the data on consumer income from 2007 to 2011. This data serves to generate dispersion in consumers sensibility to funds characteristics, which will be explained in details next section.

Table 1. Descriptive statistics.

Variable	Mean	Median	Standard Deviation	Minimum	Maximum
Admin Fee	2.2	2	1.3	0.4	11
Age	9.6	10	5.7	0	32.4
Monthly Return	0.7	0.7	0.4	−4.8	17.4
Min Init Appl	1.8	0.5	2.8	0	20
Min Addit Appl	0.05	0.01	0.15	0	1
Number of Funds	78	78	4.2	65	83
Mkt Share Out Good	14.3	15.2	4.7	7.1	26.1

4. Empirical Framework and Estimation

To assess how much of the price variation is due to changes in the marginal cost, I estimate a structural model of consumer and pricing behavior that allows the recovery of the marginal cost for each fund. Consumers value funds characteristics and choose the one that maximize their utility, while banks are multi-product firms that compete in prices and maximize profits.

I also discuss the estimation procedure and how endogeneity emerges and is corrected in this framework.

4.1 Demand

The demand is similar to the random coefficients logit presented in Berry, Levinsohn, and Pakes (1995). Consumer i chooses fund j (omitting the time subscript t to simplify notation) and obtains utility

$$u_{ij} = x_j\beta_i - \alpha_i p_j + \xi_j + \varepsilon_{ij}, \tag{1}$$

where x_j is a k-dimensional vector of fund observed characteristics, ξ_j is the unobserved (by the econometrician) funds characteristics, which represents quantifiable characteristics that are not available in the data and unquantifiable characteristics such

as prestige and reputation. Administration fee is given by p_j and ε_{ij} is an idiosyncratic shock to consumer utility.[5]

The observed characteristics considered are the fund administration fee, minimum initial application, age and monthly return.

Parameters α_i and β_i capture the consumer i taste for the price and observed characteristics. These have the following functional form:

$$\begin{pmatrix}\alpha_i \\ \beta_i\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}\alpha \\ \beta\end{pmatrix} + \Pi d_i + \Sigma \nu_i, \tag{2}$$

where d_i is a d-dimensional vector of individual demographic characteristics and ν_i is a $(k+1)$-dimensional vector of individual shocks. The parameters α and β are consumers mean taste over the observed characteristics. While Π is a $(k+1)\times d$ matrix of parameters that captures the effects of demographics on consumer deviates from the mean taste, Σ is a diagonal matrix of parameters that captures the effects of individual shocks on tastes. Therefore with k observed characteristics (other than price), there are $2(k+1)+d(k+1)$ parameters to be estimated.

Hence the utility obtained from investing in a fund depends on its characteristics and consumer tastes. Furthermore, agents with different tastes may choose different funds.

The utility consumer i receives from good j can also be written as

$$u_{ij} = \delta_j + \mu_{ij} + \varepsilon_{ij} \tag{3}$$

where $\delta_j = x_j\beta - \alpha p_j + \varepsilon_{ij}$ is the mean utility of good j and $\mu_{ij} = \left[p_j\, x_j'\right] \cdot \left[\Pi d_i + \Sigma \nu_i\right]$ is consumer i deviate from this mean.

Considering that this is a discrete choice model, each consumer must choose one and only one fund. The outside good $j=0$ represents consumer option of not buying any of the J funds and has normalized mean utility $\delta_0 = 0$. This can be thought as the consumer ability to substitute to other markets. Note that without the outside good, a homogeneous increase in the price of all funds does not change the market demand.

Fund j market share is the integral over the set of consumer tastes that lead to its choice

$$s_j(p, x, \xi; \theta) = \int_{\{d_i, \nu_i, \epsilon_i \,|\, u_{ij} \geq u_{ik},\ \forall k \neq j\}} dF_d(d)\, dF_\nu(\nu)\, dF_\varepsilon(\varepsilon), \tag{4}$$

where $\theta = (\alpha, \beta, \Pi, \Sigma)$ and F_d, F_ν and F_ε are the CDF of consumer demographics, shocks and idiosyncratic shocks respectively. Integrating in ε, as shown in McFadden (1974), gives

$$s_j(p, x, \xi; \theta) = \int_{d,\nu} \frac{\exp\left\{x_j\beta_i - \alpha_i p_j + \xi_j\right\}}{1 + \sum_k \exp\left\{x_k\beta_i - \alpha_i p_k + \xi_k\right\}}\, dF_d(d)\, dF_\nu(\nu). \tag{5}$$

[5] Where $\varepsilon_{ij} \overset{\text{iid}}{\sim}$ type I extreme value.

4.2 Supply

F multi-product banks are offering each one some subset $\mathcal{J}_f$ of the J funds. Banks choose funds administration fees in order to maximize profits considering other banks funds characteristics and administration fees. The profit function for bank f is given by

$$\Pi_f = \sum_{j \in \mathcal{J}_f} \left(p_j - mc_j\right) M s_j(p, x, \xi; \theta), \tag{6}$$

where p_j is the administration fee, mc_j the marginal cost and M the market size. The marginal cost has the following functional form

$$mc_j\left(x_j^c, \omega_j; \gamma\right) = x_j^c \gamma + \omega_j, \tag{7}$$

where x_j^c and ω_j are the observed and unobserved cost characteristics respectively. The observed characteristics that influence marginal cost are the minimum initial and additional application and the net asset. There are also dummies for each bank and also a trend.

4.3 Estimation

I follow Berry et al. (1995) to estimate the demand parameters α, β, Π and Σ along with the supply parameter γ. This consists in isolating the error terms ξ, ω and interact them with the proper set of instrumental variables to form the moment conditions to use a GMM estimator.

Next I present the estimation procedure, while the computational details are in Appendix. For more details see Berry et al. (1995) or Nevo (2000).

From demand subsection, the market share of fund j is given by the integral in equation (5). This integral does not have a closed form and therefore is integrated using simulation. With a guess of the parameters values Π, Σ, one vector of products mean utilities δ and ns pseudo random draws of consumer tastes, calculate

$$s_j(\delta, p, x; \Pi, \Sigma) = \frac{1}{ns} \sum_{i=1}^{ns} \frac{\exp\left\{\delta_j + \mu_{ij}(\Pi, \Sigma)\right\}}{1 + \sum_{k=1}^{J} \exp\left\{\delta_k + \mu_{ik}(\Pi, \Sigma)\right\}}. \tag{8}$$

I iterate over the operator defined below to obtain the vector of mean values δ that equalizes the predicted and the observed market shares

$$T(\delta) = \delta + \ln(S) - \ln\left[s(\delta, p, x; \Pi, \Sigma)\right], \tag{9}$$

where S is the vector of observed market shares.[6] The error term can be written as

$$\xi_j = \delta_j - x_j \beta + \alpha p_j. \tag{10}$$

For the supply side, it is obtained the FOC of the profit function in equation (6):

$$s_j(p, x, \xi; \theta) + \sum_{r \in \mathcal{J}_f} (p_r - mc_r) \frac{\partial s_r(p, x, \xi; \theta)}{\partial p_j} = 0, \qquad \forall j \in \mathcal{J}, \tag{11}$$

[6] In Berry et al. (1995) it is shown the existence and uniqueness of the δ vector and that the operador (9) is a contraction. Therefore any initial guess of δ will lead to the same fixed point.

and in vector notation is

$$s(p, x, \xi; \theta) - \Delta(p, x, \xi; \theta)[p - mc] = 0, \tag{12}$$

with $\Delta_{jr}(p, x, \xi; \theta) = -\left(\partial s_r \Big/ \partial p_j\right)\mathbb{1}_{jr}$, where $\mathbb{1}_{jr}$ is an indicator function that assumes value 1 if j and r are sold by the same bank and 0 otherwise.

Replacing the marginal cost in the FOC and rearranging,

$$\omega = p - x^c\gamma - \Delta(p, x, \xi; \theta)^{-1}s(p, x, \xi; \theta). \tag{13}$$

The identification condition also follows Berry et al. (1995) and entails that under appropriate instruments Z, at the true parameters values $\mathbb{E}\left(\begin{smallmatrix}\xi\\ \omega\end{smallmatrix} \mid Z\right) = 0$.

Therefore given the appropriate instruments I use a GMM procedure to estimate the parameters, ie, search over the parameters α, β, Π and Σ that makes the sample moments as close as possible to zero. The computational details are provided in the Appendix.

4.4 Endogeneity

The endogeneity appears since it is expected that some of the observable characteristics (x, p) are correlated with the unobservable ξ as well as some elements of x^c are correlated with ω.

For demand I suppose that fund characteristics (other than administration fee) x are exogenous to the unobserved product characteristics ξ. For supply all cost characteristics x^c are supposed to be exogenous. Therefore I am concerned about the correlation between price p and unobservables ξ and ω.[7]

As in Berry et al. (1995) I assume that supply and demand unobservables are mean independent of both observed product characteristics and cost shifters, i.e.,

$$\mathbb{E}\left(\xi_j \,\middle|\, x, x^c\right) = \mathbb{E}\left(\omega_j \,\middle|\, x, x^c\right) = 0, \qquad \forall j,$$

where $x = \left(x_1, \ldots, x_J\right)$ and $x^c = \left(x_1^c, \ldots, x_J^c\right)$.

The instrument matrix for demand and cost shifters are $z^d = \left(z_1^d, \ldots, z_J^d\right)'$ and $z^c = \left(z_1^c, \ldots, z_J^c\right)'$, respectively. Instruments for demand/cost for fund j are a function of the exogenous observed demand/cost shifters

$$z_j^d = z^d\left(x_1, \ldots, x_J\right) \qquad \text{and} \qquad z_j^c = z^c\left(x_1^c, \ldots, x_J^c\right)$$

with $\#\left(z_j^d\right) \geqslant \#\left(x_j\right)$ and $\#\left(z_j^s\right) \geqslant \#\left(x_j^c\right)$, for all j, to satisfy the necessary order condition for identification.

Let z_{jk} be the kth exogenous characteristic of product j and consider

$$z_{jk}, \qquad \sum_{r \neq j, r \in \mathcal{J}_f} z_{rk}, \qquad \sum_{r \notin \mathcal{J}_f} z_{rk}.$$

[7] The direction of bias in the price coefficient can sometimes be determined intuitively. As exemplified in Train (2003), price coefficient is biased downward (in modulus) if higher prices are associated with desirable attributes, because the estimated price coefficient captures both price effect and desirable unobserved attributes effects. While opposite direction occurs if a price decrease is made jointly with an increase of advertising, for example. The increase in demand comes from both effects and price coefficient is biased upward (in modulus).

The first is the proper kth characteristic of product j; the second is the sum of this characteristic over the products produced by the same firm; and third is the sum across other firms. Then, if there are $K-1$ exogenous observed characteristics for demand, there are $3(K-1)$ instruments for the price. Cost shifters are used for supply.

5. Results

Results from estimation of demand and supply parameters are shown in Tables 2 and 3, repectively. First column of Table 2 presents the values of mean coefficients α and β. Next columns display the coefficients that capture the heterogeneity in tastes, i.e., the shocks Σ , income and logarithm of income Π.

The mean coefficient on administration fee has the expected negative sign. Minimum initial application coefficient has a positive sign as well as age. Differently than expected, the mean effect of monthly return is negative.

The positive sign in the coefficients that captures the interaction between administration fee and income indicates that persons with more income are less price sensitive.

Cost parameters estimates indicate that larger minimum initial and additional applications decrease costs and that costs should decrease over time. For the minimum initial application, an increase of 10000 BRL would decrease the marginal cost in 0.2408 BRL. Unexpectedly the coefficient on the net asset is positive, however it is not significant.

Since larger minimum initial application decreases marginal costs, an administration fee negatively correlated with the minimum initial application does not necessarily indicate the presence of second-degree price discrimination.

For the purpose of testing the presence of second-degree price discrimination, I calculated the markup for each fund using the estimates obtained for the marginal cost parameters.[8] Then for each bank I observed how it varies as minimum initial application increases. Since markups decrease with larger minimum initial applications, results suggest the presence of second-degree price discrimination.

6. Counterfactual and Welfare Analysis

Banks offer multiple funds with negatively correlated administration fees and minimum initial applications. Results indicate that differences in marginal cost are not essential to explain differences in administration fees, which evidences a possible second-degree price discrimination by banks.

Since individuals with a lower income should invest a lower amount and therefore pay a higher price, one should be interested in evaluating how prices and therefore consumer welfare would vary if banks could not charge multiple administration fees.

For this purpose I perform two counterfactual exercises. In the first counterfactual, each bank can charge a unique administration fee for its funds, given minimum initial application observed in the data. In the second counterfactual, each bank choose a unique administration fee for its funds, given a hypothetical minimum initial application.

[8]The markup for fund j is given by $\left(p_j - mc_j\right)/mc_j$.

Table 2. Demand parameters estimate

	Demand Side Parameters			
Variable	Mean	Shocks	log(Income)	Income
Constant	−4.63***	−0.01	0.05***	−0.01
	(0.0003)	(0.0032)	(0.0009)	(0.0029)
Admin Fee	−0.54***	−0.02***	0.01	0.01***
	(0.0003)	(0.0028)	(0.0009)	(0.0016)
Min Init Appl	0.11***	−0.01***	0.01***	0.03***
	(0.0002)	(0.0027)	(0.0006)	(0.0012)
Age	0.12***	0.01***	−0.01***	−0.01***
	(0.0627)	(0.3556)	(0.0726)	(0.3377)
Monthly Return	−0.03***	0.04***	0.01***	−0.09***
	(0.0005)	(0.0015)	(0.0007)	(0.0021)

Note: Standard Errors are reported in parentheses. *** Significant at 1% level.

Table 3. Supply parameter estimates.

Variable	Supply parameter estimates
Min Init Appl	0.24***
	(0.0317)
Min Addit Appl	1.38***
	(0.2228)
Santander	2.40***
	(0.3986)
BB DTVM	2.90***
	(0.2432)
Bradesco	2.81***
	(0.0662)
Caixa	2.94***
	(0.0877)
HSBC	2.07***
	(0.1813)
Itaú	3.31***
	(0.2272)
Trend	−0.01***
	(0.0012)
Net Asset	0.001
	(0.0017)

Note: Standard Errors are reported in parentheses.
*** Significant at 1% level.

I allow the values 100, 1,000, 5,000, 10,000, 15,000, 20,000, 25,000, 30,000 and 35,000 BRL for the minimum initial applications.

The bank can charge only one administration fee p, thus its profit function becomes

$$\Pi_f = \sum_{j \in \mathcal{J}_f} \left(p - mc_j\right) M s_j(p, x, \xi; \theta) \tag{14}$$

with FOCs

$$\sum_{j \in \mathcal{J}_f} \left(s_j(p, x, \xi; \theta) + \left(p - mc_j\right) \frac{\partial s_j(p, x, \xi; \theta)}{\partial p} \right) = 0. \tag{15}$$

Which in vector notation are

$$\left(s(p, x, \xi; \theta) - \Delta(p, x, \xi; \theta) * [p - mc] \right)' * \mathbb{1}_{|\mathcal{J}_f|} = 0, \tag{16}$$

where $\Delta_j(p, x, \xi; \theta) = \partial s_j(p, x, \xi; \theta)/\partial p$ and $\mathbb{1}_{|\mathcal{J}_f|}$ is a vector of ones with dimension equal to the number of funds offered by bank f.

To compute the counterfactual predicted prices, I search for the vector of prices p that solve these FOCs along with the parameters estimates from the structural model and the minimum initial application specified.[9]

The upper part of Table 4 presents the predicted administration fees for each counterfactual. The last column shows the administration fees under the first scenario, which keeps the observed minimum initial application. Figure 7 shows the minimum, maximum, mean and counterfactual administration fee for each bank. As can be seen the predicted fee for each bank lies around its mean.

Other columns show the predicted administration fee under the second counterfactual, which fixes the minimum initial application. These are given in tens of thousands

Table 4. Counterfactual Results

	Minimum Initial Application									
Bank	0.01	0.1	0.5	1	1.5	2	2.5	3	3.5	–
Santander	2.32	2.31	2.24	2.15	2.06	1.98	1.89	1.80	1.72	1.89
BB DTVM	2.06	2.04	1.97	1.89	1.80	1.72	1.63	1.54	1.45	1.55
Bradesco	2.44	2.43	2.36	2.27	2.18	2.10	2.01	1.92	1.84	2.11
Caixa	1.58	1.57	1.50	1.41	1.32	1.24	1.15	1.06	0.98	1.22
HSBC	2.06	2.05	1.98	1.89	1.80	1.72	1.63	1.54	1.46	1.52
Itaú	2.71	2.69	2.62	2.53	2.45	2.36	2.28	2.19	2.11	1.9
Change in Consumer Surplus										
Mean	−1.15	−1.11	−0.96	−0.76	−0.56	−0.36	−0.16	0.03	0.23	−0.12
Max	−0.45	−0.42	−0.29	−0.13	0.04	0.20	0.37	0.54	0.71	0.30
Min	−6.18	−6.10	−5.76	−5.33	−4.91	−4.48	−4.05	−3.63	−3.20	−0.86

[9]The system cannot be solved analytically. The operator used was not proved to be a contraction, but I tried from different initial p which lead to the same fixed point.

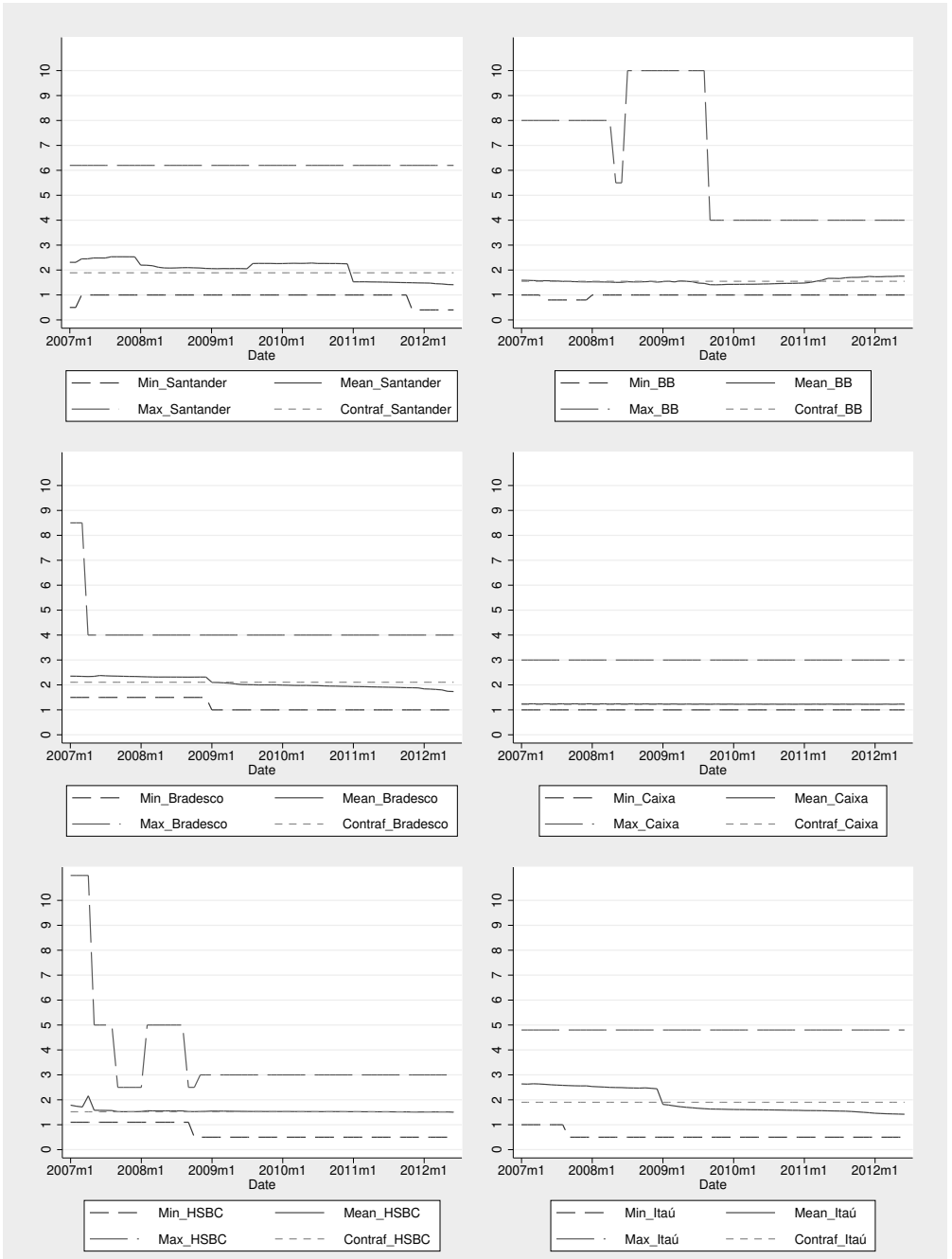


Figure 7. Minimum, maximum, mean and counterfactual administration fee for each bank.

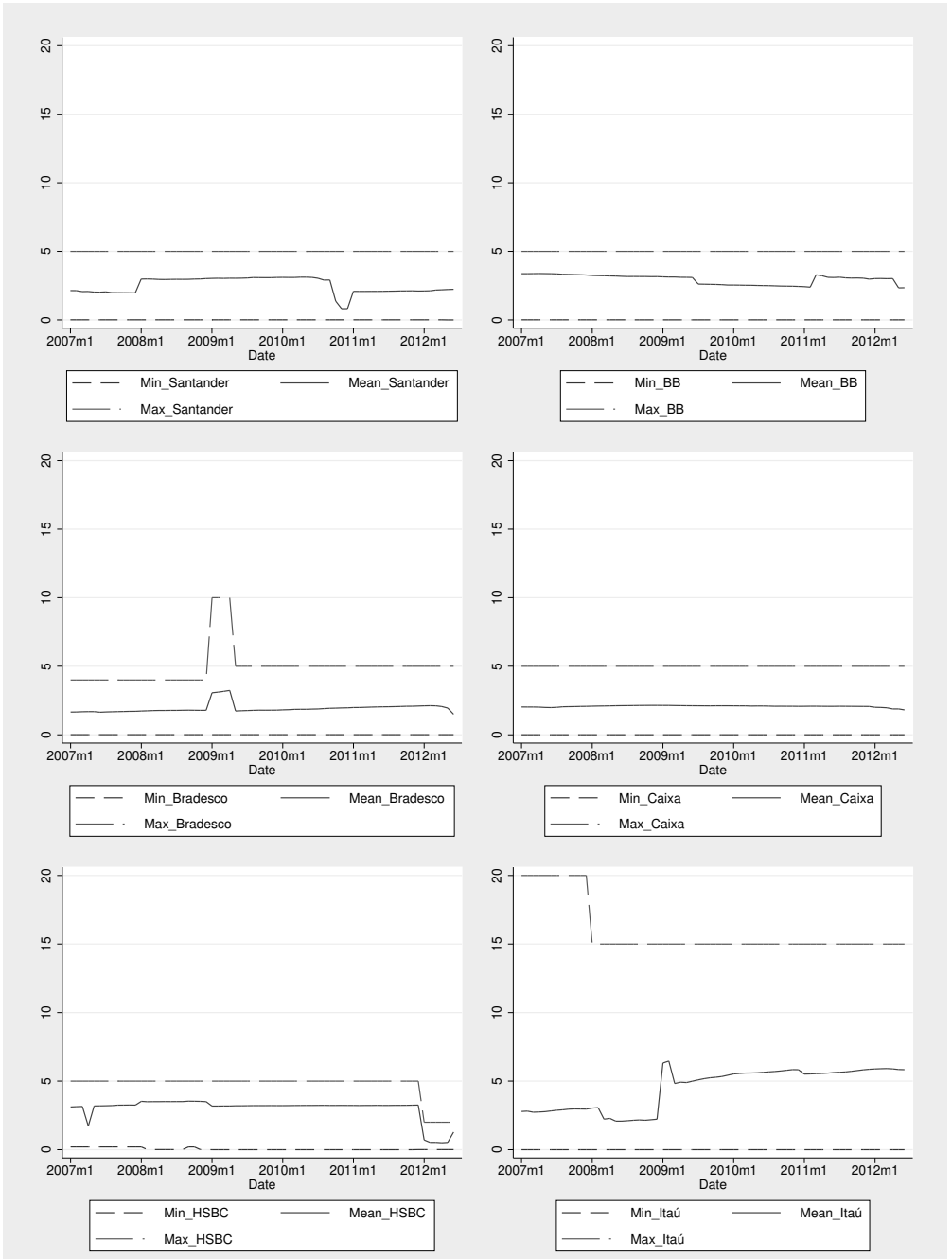


Figure 8. Minimum, Maximum and Mean of the Minimum Initial Application for each bank.

of BRL and vary from 100 BRL to 35,000 BRL. Figure 8 presents the observed minimum, maximum and mean of minimum initial application for each bank.

For each bank the administration fee decreases monotonically with a larger initial application. Moreover, the initial application would have to be around 25,000 BRL to reach the administration fee predicted with the observed initial application.

I also compute the variation in consumer surplus for each counterfactual scenario. Consumer surplus is given by the following expression:

$$CS_i = \int \frac{1}{\alpha_i} \log \sum_j \exp\left\{\delta_j(\alpha, \beta) + \mu_{ij}\left(\beta^s, \beta^d\right)\right\} dF_v(v)\, dF_d(d) + K. \tag{17}$$

Therefore the change in consumer surplus is[10]

$$\Delta CS_i = \int \frac{1}{\alpha_i} \left(\log \sum_j \exp\left\{\delta_j(\alpha, \beta) + \mu_{ij}\left(\beta^s, \beta^d\right)\right\} - \log \sum_j \exp\left\{\delta_j(\alpha, \beta) + \mu_{ij}\left(\beta^s, \beta^d\right)\right\} \right) dF_v(v)\, dF_d(d). \tag{18}$$

For this it is supposed that the coefficient α_i is independent of income, which does not occur in my specification. But as commented in Train (2003) one can use this specification when the change in consumer surplus is small relative to the income.

I compute the change in consumer surplus for each consumer at each counterfactual scenario. The results are in the lower part of Table 4. Given that consumer tastes vary, along with the mean change in consumer surplus I also present the maximum and minimum change in consumer surplus for each scenario.

For lower values of the minimum initial application, the administration fee becomes larger than observed and all consumers are in a worse situation. With a larger initial application, the loss in consumer surplus decreases but the mean variation only becomes positive from 30,000 BRL.

Using the observed minimum initial application, some consumers are better and others worse. However, the mean change is negative. The existence of consumers with positive and others with negative variation in utility seems reasonable as consumers that have a fund with large (low) initial application, have a low(large) administration fee which means that in the counterfactual its administration fee increase (decrease).

These results may give some advice for policy makers. Even though there is evidence that banks price discriminate, which leads consumers who buy a lower amount (and possibly have a lower income) to pay higher fees. The attempt to prevent banks from price discriminate—imposing the same administration fee and (or) minimum initial application—almost makes a decrease in consumer welfare. If the government wants to increase the welfare of those who buy lower amounts, it should seek through other ways.

[10] Actually, this integral does not have closed form and is calculated using simulation. With ns draws of individuals

$$\Delta CS_i = \frac{1}{ns} \sum_{i=1}^{ns} \frac{1}{\alpha_i} \left(\log \sum_j \exp\left\{\delta_j(\alpha, \beta) + \mu_{ij}\left(\beta^s, \beta^d\right)\right\} - \log \sum_j \exp\left\{\delta_j(\alpha, \beta) + \mu_{ij}\left(\beta^s, \beta^d\right)\right\} \right).$$

7. Conclusion

This work estimated demand and supply for Brazilian fixed income funds using a structural model of consumer and pricing behavior. As expected, results indicate that administration fee decreases funds market share, higher income agents are less price sensitive, age and minimum initial application increase funds demand. Marginal cost increases over time and decreases with larger minimum initial and additional applications.

In the data administration fee and minimum initial application are negatively correlated. I use the estimates obtained to recover how much of the fee differences could not be cost explained and therefore are evidence of second-degree price discrimination. The results show that most of the fee differences are not cost explained and that markups decrease with larger minimum initial application, suggesting the presence of price discrimination.

I performed two counterfactual exercises to understand how fees would change if banks could neither charge multiple fees nor minimum initial applications. The results indicate that consumers would be worse in almost situations. Therefore any regulation to mitigate bank price discrimination should be viewed with prudence.

References

Berry, S., Levinsohn, J., & Pakes, A. (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica*, *63*(4), 841–90. http://dx.doi.org/0012-9682(199507)63:4<841:APIME>2.0.CO;2-U

Cohen, A. (2008). Package size and price discrimination in the paper towel market. *International Journal of Industrial Organization*, *26*(2), 502–516. http://dx.doi.org/10.1016/j.ijindorg.2006.01.004

Hortaçsu, A., & Syverson, C. (2004). Product differentiation, search costs, and competition in the mutual fund industry: A case study of S&P 500 Index funds. *The Quarterly Journal of Economics*, *119*(2), 403–456. http://dx.doi.org/10.1162/0033553041382184

Iannotta, G., & Navone, M. (2012). The cross-section of mutual fund fee dispersion. *Journal of Banking & Finance*, *36*(3), 846–856. http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.09.013

McFadden, D. L. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In P. Zarembka (Ed.), *Frontiers in econometrics.* New York: Academic Press.

McManus, B. (2007). Nonlinear pricing in an oligopoly market: The case of specialty coffee. *The RAND Journal of Economics*, *38*(2), 512–532. http://dx.doi.org/10.1111/j.1756-2171.2007.tb00081.x

Nevo, A. (2000). A practitioner's guide to estimation of random-coefficients logit models of demand. *Journal of Economics & Management Strategy*, *9*(4), 513–548. http://dx.doi.org/10.1111/j.1430-9134.2000.00513.x

Rust, J. (1987). Optimal replacement of GMC bus engines: An empirical model of Harold Zurcher. *Econometrica*, *55*(5), 999–1033. http://dx.doi.org/10.2307/1911259

Train, K. (2003). *Discrete choice methods with simulation*. SUNY–Oswego, Department of Economics. http://ideas.repec.org/b/oet/tbooks/emetr2.html

Appendix. Computational Details

The algorithm for estimation of random coefficients logit model with supply consists of an outer loop that guess different values of the parameters (Π, Σ) and an inner loop that searches for the vector δ that equalizes the predicted and the observed vector of market shares.[11]

This consists of four steps:

1. Obtain *ns* draws of the individual taste vector $\left(d_i, \upsilon_i\right)$.
2. Guess θ_2 and calculate:
    a) Predicted market share using θ_2 and δ.
    b) The vector of mean values δ that equals the predicted and observed market shares using the fixed point contraction.
    c) The vector of *mc* from firms FOC.
    d) Optimal θ_1 and γ using GMM.
    e) Objective function value.
3. Return to item 2.
4. Repeat item 3 until find a global minimum of the objective function.

[11] This kind of algorithm is often called a Nested Fixed Point (NFP) algorithm, following the terminology of Rust (1987).

rbe
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190023
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Impactos Macroeconômicos do Choque Fiscal de 2015: A Regularização de Despesas Públicas Não Contabilizadas*

Marco A. F. H. Cavalcanti† Luciano Vereda‡
Rafael Zanderer§ Matheus Rabelo¶

Sumário

1. Introdução 489
2. A política fiscal em 2015 e os "choques fiscais" 493
3. O Modelo 496
4. Simulações 509
5. Conclusões 520
Apêndice. 523

Palavras-chave
Modelos DSGE, política fiscal, transparência fiscal, contabilidade criativa

JEL Codes
E17, E37, E62, E65

Resumo · Abstract

This paper analyzes the macroeconomic impacts of the recognition of previously unreported fiscal liabilities throughout 2015 in Brazil. This is done within a DSGE model with a detailed public sector developed and calibrated for the Brazilian economy. The gradual recognition of these fiscal liabilities is interpreted as a series of "news shocks", which may have affected agents' decisions and economic performance. Simulation results suggest that these shocks—and the fiscal adjustment measures taken to offset their effects—may have caused significant output losses and inflationary pressures, and that delaying or downsizing the required fiscal adjustment in the short run would have led to even larger costs.
desempenho econômico.

1. Introdução

O ano de 2015 caracterizou-se por forte esforço de ajuste fiscal no Brasil. Parece razoável supor que este esforço tenha sido motivado, pelo menos em parte, por um processo de deterioração das contas públicas já em curso e possivelmente antecipado pelos agentes econômicos ao final de 2014. Contudo, é provável que os agentes privados tenham sido surpreendidos pela magnitude do ajuste necessário à estabilização das contas públicas. Um dos motivos para tal teria sido a explicitação e regularização, a partir do final de 2014 e ao longo de 2015, de um volume considerável de despesas públicas não contabilizadas

*O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior — Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001. Zanderer e Rabelo foram bolsistas do IPEA/PNPD durante a realização deste trabalho.

†Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e PUC-Rio. Av. Pres. Antônio Carlos 51, 12º andar, Rio de Janeiro, RJ, CEP 20020-010, Brasil. 0000-0002-1159-0785

‡Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF). Rua Prof. Marcos Valdemar de Freitas Reis, s/n, Bloco F, São Domingos, Niterói, RJ, CEP 24210-200, Brasil. 0000-0001-7437-8872

§Instituto Fecomercio RJ de Pesquisas e Análises. Av. Rio Branco 245, Centro, Rio de Janeiro, RJ, CEP 20040-009, Brasil. 0000-0002-2686-4224

¶Fundação Getulio Vargas, Escola Brasileira de Economia e Finanças (FGV/EPGE). Praia de Botafogo 190, Botafogo, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22250-900, Brasil. 0000-0002-9191-9615

marco.cavalcanti@ipea.gov.br lvereda@gmail.com rafaelzanderer@gmail.com matheusrabelo@id.uff.br

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

Recebido em 26 de junho de 2018
Aceitação final em 29 de abril de 2019

no passado. Dentre tais despesas, destacam-se as chamadas "pedaladas fiscais" — vale dizer, os sistemáticos atrasos, ocorridos principalmente ao longo de 2013 e 2014, por parte da União, no repasse de recursos à Caixa Econômica Federal, BNDES, Banco do Brasil e FGTS destinados ao pagamento de benefícios sociais e econômicos. Como destacado em Gobetti e Orair (2017), as pedaladas configuraram um caso específico de postergação de despesas, uma vez que não interromperam o recebimento dos benefícios por parte dos destinatários finais, embora esses benefícios não fossem contabilizados no resultado primário. Ao realizar este tipo de manobra, o governo optou por deslocar no tempo os pagamentos dessas despesas — e, portanto, seus custos fiscais —, que foram equacionados ao longo e ao final de 2015.

A gradual explicitação da existência e magnitude desses passivos fiscais, com a consequente piora do resultado primário e elevação da dívida pública, teria configurado uma série de "choques informacionais" para os agentes privados, que teriam aumentado sua percepção de risco em relação à sustentabilidade da dívida e passado a esperar um ajuste fiscal mais profundo do que o antecipado anteriormente, com vistas à estabilização das contas públicas. Diante destas novas condições, e da efetiva implementação de um programa de ajuste fiscal pelas autoridades, os agentes privados teriam sido levados a rever suas decisões relativas a consumo, alocação de tempo, poupança, investimento e produção, gerando efeitos macroeconômicos potencialmente relevantes.

O objetivo deste trabalho é avaliar os possíveis impactos sobre a economia brasileira causados pela gradual explicitação e regularização, ao longo de 2015, dessas despesas públicas não contabilizadas no passado. Em particular, busca-se responder às seguintes perguntas: (i) Quais podem ter sido os efeitos desses "choques fiscais" sobre o PIB, a taxa de inflação e outras variáveis macroeconômicas? (ii) Como tais impactos mudariam sob regras fiscais alternativas, que conferissem pesos diferentes aos instrumentos fiscais, configurando padrões de ajuste fiscal mais fortemente baseados no aumento de receitas ou na redução de despesas específicas? (iii) Como tais impactos mudariam, caso o início do ajuste requerido para estabilizar a dívida pública tivesse sido adiado em 4 anos (ou seja, postergado para o governo seguinte)?

Estas perguntas são analisadas no contexto de um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico (DSGE, na sigla em inglês) com setor público detalhado, na linha de Cavalcanti e Vereda (2015), calibrado em bases trimestrais para a economia brasileira em torno de uma trajetória de crescimento balanceado. O modelo estende o arcabouço teórico básico de Smets e Wouters (2003) e Christiano, Eichenbaum, e Evans (2005) em várias dimensões: (i) considera-se uma pequena economia aberta, nas linhas de Dib (2011) e Medina e Soto (2007); (ii) incluem-se características típicas de economias emergentes e da economia brasileira em particular, tais como a presença de indivíduos sem acesso a crédito e a existência de um prêmio de risco sobre os títulos de renda fixa emitidos pelo país, que depende do passivo externo líquido do país e do montante da dívida pública; (iii) o aparato de política fiscal, baseado em Forni, Monteforte, e Sessa (2009), Stähler e Thomas (2012), e Carvalho e Valli (2011), inclui uma ampla gama de instrumentos fiscais — do lado da receita, taxação sobre consumo, importações e renda do capital e do trabalho; do lado das despesas, gastos com o funcionalismo público, transferências, investimento e consumo governamental.

O modelo é simulado sob uma sequência de "choques informacionais" associados à explicitação e regularização de despesas públicas não contabilizadas. Supõe-se que, até o último trimestre de 2014, os agentes privados não conhecessem o real estado das finanças públicas; mais especificamente, eles subestimavam o montante de passivos e de pagamentos financeiros a serem efetuados pelo setor público ao longo do ano e, portanto, superestimavam o resultado primário do setor público. A partir do final de 2014 e ao longo de 2015, os agentes privados teriam sido surpreendidos sucessivas vezes com a chegada de novas informações ("choques") sobre o estado das finanças públicas, sendo levados a atualizar suas estimativas de superávit primário, despesas e dívida públicas, bem como suas expectativas em relação à condução futura dos instrumentos fiscais — e, em consequência disso, sendo levados a rever suas decisões relativas a consumo, produção, poupança e investimento.

A hipótese de que os agentes privados não conheciam o estado real das finanças públicas e, portanto, teriam sido surpreendidos por tais choques, é crucial para o exercício. É importante destacar, em primeiro lugar, que esta hipótese não exclui a possível existência de um desequilíbrio fiscal já existente e percebido pelos agentes privados antes do final de 2014 — e que, portanto, já estivesse gerando impactos macroeconômicos nesse período. Dada a linearidade do modelo utilizado no exercício de simulação, os efeitos a serem identificados são efeitos *ceteris paribus* dos choques em questão, que se somariam a outros fatores em curso para determinar a dinâmica macroeconômica no período analisado. Em segundo lugar, conforme cálculo a ser apresentado adiante, a hipótese de que os agentes privados foram surpreendidos pelas notícias fiscais parece bastante razoável: entre o início do quarto trimestre de 2014 e o final de 2015, estima-se que a despesa pública primária esperada pelos agentes privados para o ano de 2015 tenha aumentado entre 109 e 139 bilhões de reais (ou seja, entre 1,8% e 2,3% do PIB) — indicando que, de fato, ao longo deste período os agentes privados receberam novas informações que os levaram a rever substancialmente suas expectativas. Observa-se, ainda, que as revisões dessas expectativas teriam se concentrado em três momentos específicos — no quarto trimestre de 2014 e no terceiro e quarto trimestres de 2015 — o que permite localizar temporalmente os choques a que o modelo está sujeito.

Os resultados do trabalho apontam para efeitos potencialmente significativos dos choques de regularização de despesas públicas não contabilizadas sobre a economia brasileira, por meio de dois canais de transmissão principais. De um lado, a política fiscal contracionista requerida (no presente e no futuro) para reequilibrar as contas públicas teria contribuído diretamente para a redução da demanda agregada e do nível de atividade, bem como para certo aumento dos custos de produção e, por conseguinte, da inflação. De outro lado, a deterioração do resultado primário e o aumento da dívida pública teriam aumentado a percepção de risco dos agentes privados domésticos e externos em relação à sustentabilidade fiscal, levando à elevação do risco país; em consequência disto, a taxa de câmbio teria desvalorizado, causando pressão inflacionária e, portanto, exigindo o aumento da taxa de juros pelo Banco Central (BC). Dada a estreita relação entre a taxa de juros básica controlada pelo BC e a taxa cobrada sobre os títulos públicos, este aumento de juros teria não apenas atuado diretamente na redução dos níveis de consumo privado e de produção, mas também indiretamente, ao reforçar a trajetória de alta da dívida pública por meio da elevação dos gastos com o serviço

da dívida — aumentando, assim, o esforço fiscal requerido para estabilizar as contas públicas. A combinação desses efeitos teria causado forte redução do PIB e aumento da inflação, relativamente à trajetória de crescimento equilibrado, ao longo de vários trimestres.

Estes efeitos são inicialmente calculados sob a hipótese reconhecidamente extrema de que as quedas observadas ao longo de 2015 nas despesas com investimento e consumo públicos, bem como o aumento observado das alíquotas de impostos, teriam ocorrido integralmente como resposta à regularização das despesas não contabilizadas. Uma vez que o ajuste fiscal observado ao longo de 2015 pode também ter respondido, conforme já citado, a um desajuste fiscal prévio, ou mesmo a outros choques recebidos pela economia no período, este procedimento fornece um caso limite para a estimativa do impacto dos choques fiscais em análise.

Em seguida, o trabalho realiza alguns exercícios adicionais, visando verificar o impacto macroeconômico desses choques sob diferentes padrões de ajuste fiscal. Primeiro, analisa-se quais teriam sido os efeitos macroeconômicos da regularização de despesas sob regras fiscais alternativas, que adotassem combinações de instrumentos pelo lado da receita e/ou despesa diferentes do padrão efetivamente observado. Os resultados indicam que um "mix" de instrumentos que envolvesse a redução do emprego público e o aumento da tributação sobre a renda teria permitido estabilizar a dívida com menor perda de produto, relativamente à política efetivamente adotada, baseada primordialmente na redução de gastos de investimento e consumo público em geral. Segundo, estuda-se o impacto de uma resposta mais "branda" no curto prazo aos choques de regularização de despesas, correspondente à hipótese de que uma menor proporção do ajuste efetivamente observado em 2015 deveu-se a tais choques. Neste caso, os resultados apontam para uma perda de produto ainda maior do que no caso básico, tanto no curto prazo como em prazos mais longos. De fato, ao responder aos choques com menor intensidade no curto prazo, as autoridades fiscais permitem aumento mais forte da dívida pública, o que, de um lado, gera aumento mais pronunciado do risco país no curto prazo, maior inflação e, consequentemente, maior aperto monetário; e, de outro lado, acaba exigindo um aperto fiscal mais forte e duradouro no médio e longo prazos. Este fenômeno também se observa no terceiro tipo de exercício, no qual investigam-se as consequências da opção de protelar o início do ajuste, deixando para a equipe econômica do próximo governo os custos a ele associados. De acordo com os resultados obtidos, esta opção teria produzido deterioração ainda mais significativa dos indicadores fiscais, levando a um ajuste muito mais custoso em termos de perda de produto e aumento da inflação.

O trabalho se insere na literatura sobre o uso de manobras contábeis na condução da política fiscal (ver, dentre outros, Alesina & Perotti, 1996, 1999; Milesi-Ferretti, 2004). No Brasil, este assunto ganhou especial atenção nos anos mais recentes: Gobetti (2010) documentou a ocorrência da chamada "contabilidade criativa" no âmbito dos governos subnacionais, enquanto que Schettini, Gouvêa, e Orair (2011) e Gobetti e Orair (2017) o fizeram para o Governo Central brasileiro. Ao procurar avançar no entendimento de alguns dos impactos macroeconômicos deste tipo de manobra, espera-se contribuir para a reflexão sobre a condução da política fiscal no país.

O artigo contém 4 seções, além desta Introdução. A seção 2 discute brevemente a política fiscal adotada no Brasil em 2015 e apresenta a metodologia de cálculo dos

"choques fiscais" analisados no trabalho. A seção 3 descreve o modelo a ser utilizado na análise. A seção 4 apresenta os exercícios de simulação do modelo, visando avaliar o impacto da regularização das despesas públicas não contabilizadas sobre a economia brasileira, sob uma regra fiscal "básica" e sob regras alternativas. Por fim, a seção 5 tece os comentários finais.

2. A política fiscal em 2015 e os "choques fiscais"

A magnitude do esforço de ajuste fiscal observado no Brasil em 2015 pode ser ilustrada por meio da Tabela 1. Conforme mostra a tabela, nesse ano os gastos públicos de consumo e investimento registraram significativa redução, e a política fiscal tomada em conjunto gerou um impulso fiscal — definido como a variação do déficit público primário ajustado ao ciclo (em pontos percentuais do PIB) — fortemente negativo, em claro contraste com os anos anteriores.[1]

Parece razoável supor que este esforço fiscal tenha sido motivado, pelo menos em parte, por um processo de deterioração das contas públicas já em curso e possivelmente antecipado pelos agentes econômicos ao final de 2014. De fato, a Figura 1 mostra que, ao iniciarmos o último trimestre de 2014, os dados fiscais então conhecidos indicavam, desde 2012, uma trajetória clara e persistente de redução do superávit primário do setor público, bem como uma trajetória de alta — ainda que moderada — da dívida bruta do Governo Geral (ambas em % do PIB).

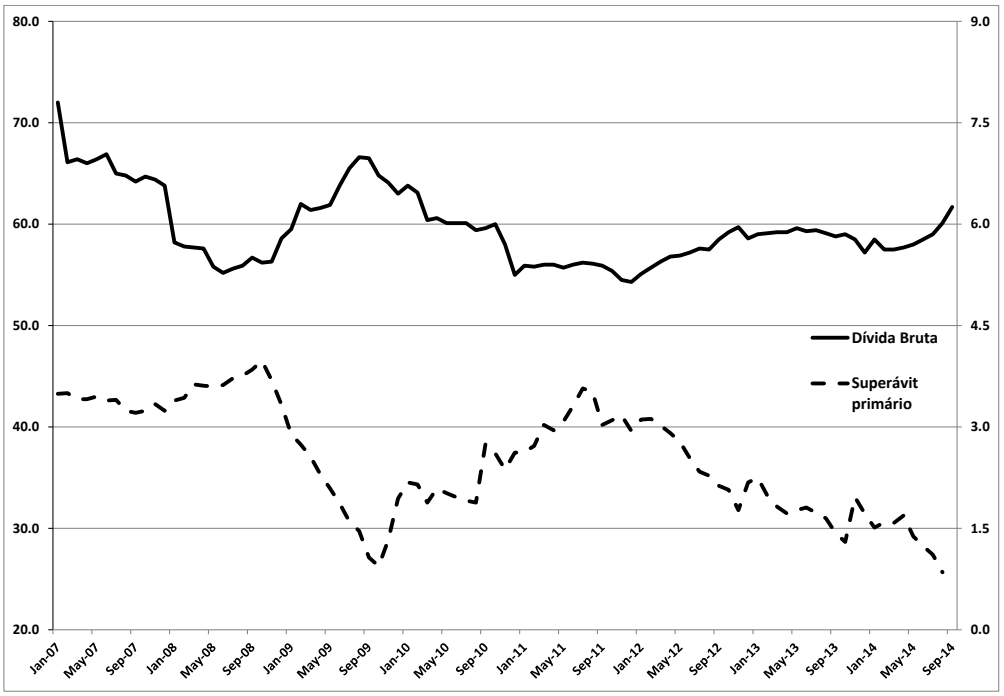
Contudo, é provável que os agentes privados tenham sido surpreendidos pela magnitude do ajuste necessário à estabilização das contas públicas. Um dos motivos para tal teria sido a explicitação e regularização, a partir do final de 2014 e ao longo de

Tabela 1. Impulso fiscal e crescimento das despesas públicas de consumo e investimento.

	2006 (%)	2007 (%)	2008 (%)	2009 (%)	2010 (%)	2011 (%)	2012 (%)	2013 (%)	2014 (%)	**2015 (%)**
Consumo do governo (var. % real)	3,6	4,1	2,1	2,9	3,9	2,2	2,3	1,5	0,8	**−1,4**
Investimento público (var.% real)	34,5	−6,4	30,3	3,8	33,9	−16,8	2,4	2,2	17,4	**−32,5**
Impulso fiscal (p.p.)	0,4	0,5	0,4	−0,1	1,0	−0,4	0,8	1,5	2,3	**−1,2**

Fonte: IBGE e IPEA e SPE/MF. Elaboração dos autores.

[1] Os gastos de consumo público registraram queda em 2015, ante taxas de crescimento sempre positivas a partir de 2006. A trajetória das despesas com investimento, por sua vez, registrou taxas de crescimento negativas em todos os anos inaugurais de novo ciclo político presidencial (2007, 2011 e 2015); nota-se, porém, que a queda observada no ano de 2015 é a mais profunda, mesmo se comparada à significativa queda observada em 2011. Se, adicionalmente, considerarmos que o ano de 2015 é precedido pela menor taxa de crescimento dentre os anos eleitorais (2006, 2010 e 2014), o ajuste parece ser ainda mais forte.



Fonte: BCB. Elaboração dos autores.

Figura 1. Dívida Bruta do Governo Geral e Superávit Primário do Setor Público (ambos medidos em % do PIB; a dívida está representada na escala da esquerda). Dados até agosto/2014 (conhecidos em 30/09/14).

2015, de um volume considerável de despesas públicas não contabilizadas no passado, dentre as quais destacam-se as chamadas "pedaladas fiscais".[2]

Uma hipótese crucial deste trabalho é que, até o final de 2014, os agentes privados não conheciam o real estado das finanças públicas do país; a partir do último trimestre desse ano, eles teriam sido surpreendidos sucessivas vezes com a chegada de novas informações ("choques") sobre o estado das contas públicas, sendo levados a rever suas estimativas de despesas, superávit primário e dívida pública, bem como suas expectativas em relação à condução futura dos instrumentos fiscais. Esta hipótese está baseada, de um lado, na leitura de documentos, relatórios e jornais da época; e, de outro lado, em uma estimativa própria da evolução da despesa primária do setor público no ano de 2015 esperada pelos agentes privados entre 01/10/2014 e 31/12/2015. Esta seção detalha o cálculo dessa estimativa.

O cálculo da despesa primária total esperada para o ano de 2015 é realizado a partir das séries diárias de expectativa de crescimento real do PIB e de superávit primário (em % do PIB) da pesquisa Focus/BCB para 2015, de uma medida de frustração de expectativas de receitas públicas primárias não recorrentes, elaborada a partir de relatórios de bancos privados e dos relatórios de avaliação fiscal do cumprimento das metas fiscais do exercício

[2] As "pedaladas" foram equacionadas ao longo de 2015. Em particular, R$ 16,8 bilhões referentes a obrigações reconhecidas em 2015 foram pagos até novembro de 2015, e R$ 55,6 bilhões referentes a passivos acumulados no ano de 2014, bem como sua atualização monetária, foram pagos em dezembro de 2015. Ver STN (2015).

de 2015,[3] e de hipóteses acerca da elasticidade-renda da receita primária recorrente. Sabe-se que

$$sp = r^r + r^n - d,$$

onde sp é a expectativa de superávit primário (em % do PIB), r^r é a expectativa de receita primária recorrente (em % do PIB), r^n é a expectativa de receita primária não recorrente (em % do PIB), d é a expectativa de despesa primária (em % do PIB). Logo, a variação do superávit primário (em % do PIB) é dada por

$$\Delta sp = \Delta r^r + \Delta r^n - \Delta d.$$

Supõe-se que a elasticidade da receita recorrente em relação ao PIB seja dada por ϵ_r, de modo que

$$\frac{\Delta r^r}{r^r} \approx \left(\epsilon_r - 1\right)\frac{\Delta y}{y},$$

onde $(\Delta y)/y$ é a expectativa de crescimento do PIB.[4] Logo, dada uma estimativa de ϵ_r e as séries de sp, $(\Delta y)/y$ e Δr^n, a variação da expectativa de despesa primária (em % do PIB) pode ser calculada a partir de

$$\Delta d = \Delta sp - \Delta r^r - \Delta r^n.$$

A Figura 2 apresenta a evolução da despesa primária do setor público esperada para 2015 resultante desse cálculo, para todos os dias entre 01/10/2014 e 31/12/2015. Com o objetivo de verificar a sensibilidade dos resultados à hipótese relativa à elasticidade-PIB da receita recorrente, o cálculo é realizado sob dois valores distintos para esta elasticidade: 1 e 1,4. A hipótese de elasticidade unitária é comum na literatura e corroborada por diferentes estudos; ver, por exemplo, Mendonça, Sachsida, e Medrano (2011). Estudos mais recentes, contudo, apontam para elasticidades superiores à unidade; a elasticidade média estimada por Figueiredo, Lemos, e Mello (2017) para diversas categorias de receitas situa-se em torno de 1,4. As principais conclusões a seguir permanecem relativamente inalteradas nos dois casos.

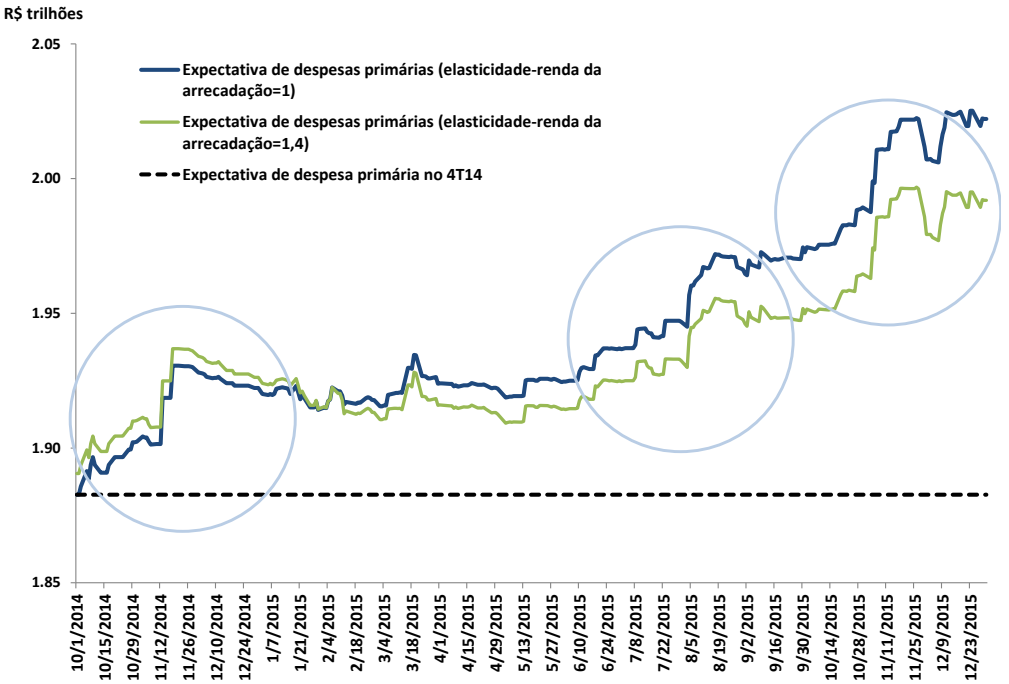
Observa-se que a despesa esperada aumenta nesse período, a depender do valor da elasticidade-PIB da receita, entre 109 e 139 bilhões de reais — ou seja, entre 1,8% e 2,3% do PIB. Isto indica a ocorrência de "surpresas" nesse período que teriam levado os agentes privados a reverem para cima suas previsões da despesa pública a ser observada em 2015, relativamente à expectativa formada no início do quarto trimestre de 2014. Em particular, estas revisões se concentram mais fortemente em três momentos — no

[3] O único evento significativo de frustração de receitas não recorrentes identificado para 2015, da ordem de R$11,1 bilhões, refere-se ao leilão de usinas hidrelétricas realizado em 25/11/2015. Este valor resulta, no nosso cálculo, em uma queda esperada de aproximadamente 0,18% do PIB na receita não recorrente a partir de 30/11/2015, data a partir da qual as projeções da pesquisa Focus/BCB foram atualizadas.

[4] A variável r^r é definida como a razão entre a expectativa de receita primária recorrente (ρ_r) e o PIB (y), logo $\Delta r^r = \Delta\left(\rho_r/y\right) \approx \left(\Delta\rho_r/y\right) - \left(\rho_r/y^2\right)\Delta y$. Com base nesse resultado escreve-se:

$$\Delta r^r \approx \frac{\Delta\rho_r}{y} - \frac{\rho_r}{y^2}\Delta y = \left(\frac{\Delta\rho_r}{y}\frac{y}{\Delta y} - \frac{\rho_r}{y}\right)\frac{\Delta y}{y} = \frac{\rho_r}{y}\left(\frac{\Delta\rho_r}{\Delta y}\frac{y}{\rho_r} - 1\right)\frac{\Delta y}{y} = r^r(\epsilon_r - 1)\frac{\Delta y}{y},$$

pois $\epsilon_r = \left(\Delta\rho_r/\Delta y\right)\left(y/\rho_r\right)$.



Fonte: Elaboração dos autores com base em dados da Pesquisa Focus/BCB.

Figura 2. Evolução da despesa primária do setor público esperada para 2015.

quarto trimestre de 2014 e no terceiro e quarto trimestres de 2015. Tendo em vista que, no modelo a ser usado nas simulações, os "choques" em certo período t são observados no início do período, e que o primeiro choque identificado em nosso procedimento ocorre apenas na segunda metade do quarto trimestre de 2014, opta-se por definir o primeiro trimestre de 2015 como data do primeiro choque fiscal. Supõe-se, assim, que as variáveis endógenas do modelo possam responder ao choque apenas a partir desta data. Os dois outros choques ocorrem no terceiro e quarto trimestres desse ano.

3. O Modelo

3.1 Indivíduos[5]

Existem dois tipos de indivíduos: ricardianos e não-ricardianos. Os indivíduos ricardianos trabalham para as empresas ou para o governo, recebem dividendos das firmas que atuam na economia, acumulam capital físico e têm acesso aos mercados financeiro e de crédito. Os indivíduos não-ricardianos recebem transferências, direcionam para o consumo toda a renda que recebem e estão alijados dos mercados financeiro e de

[5]Por razões de espaço, omitem-se aqui alguns detalhes dos problemas de otimização resolvidos por cada agente econômico. No entanto, preparamos um anexo (Anexo 1) que apresenta estes detalhes e discute as soluções dos referidos problemas. Preparamos também mais dois textos suplementares (Anexo 2 e Anexo 3) que informam a lista completa de equações do modelo linearizado em torno da trajetória de crescimento balanceado (Anexo 2) e mostram os principais passos da derivação do resultado (38) (Anexo 3). Os leitores interessados nos anexos podem solicitá-los enviando uma mensagem para lvereda@gmail.com ou marco.cavalcanti@ipea.gov.br

crédito. Uma parcela dos indivíduos não-ricardianos vive somente das transferências governamentais, enquanto que os demais ofertam trabalho para as empresas em troca de um salário. O tipo de trabalho ofertado por esse grupo é homogêneo e a oferta é efetuada em um mercado perfeitamente competitivo. O grupo de indivíduos ricardianos (não-ricardianos) é formado por um contínuo com medida 1 (ζ). O grupo de indivíduos não-ricardianos que trabalha (que não trabalha) é formado por um contínuo com medida ζ^c (ζ^a), sendo $\zeta = \zeta^c + \zeta^a$.

Os indivíduos não-ricardianos que não trabalham obedecem à seguinte restrição orçamentária:

$$P_t C^a_{i,t} = TR^a_{i,t}, \tag{1}$$

onde P_t, $C^a_{i,t}$ e $TR^a_{i,t}$ denotam o preço do bem final, a quantidade de bem final consumida pelo i-ésimo indivíduo não-ricardiano que não trabalha e as transferências que esse indivíduo recebe do governo.[6] A restrição vista em (1) reflete os fatos de que esses indivíduos têm como única fonte de renda os benefícios sociais pagos pelo governo e de que eles direcionam para o consumo toda a renda recebida.

Os indivíduos não-ricardianos que trabalham também estão impossibilitados de transferir parte de sua renda para os períodos futuros sob a forma de poupança, de modo que também consomem toda sua renda corrente. Contudo, além da transferência recebida do governo, tais indivíduos recebem das firmas um salário em troca do trabalho que fornecem. Com essas hipóteses, a restrição orçamentária do i-ésimo indivíduo não-ricardiano que trabalha é dada por

$$P_t C^c_{i,t} = \left(1 - \tau^w_t\right) W^c_t L^c_{i,t} + TR^c_{i,t}, \tag{2}$$

onde $C^c_{i,t}$ é a quantidade de bem final consumida pelo i-ésimo indivíduo não-ricardiano que trabalha; $TR^c_{i,t}$ é a transferência recebida do governo; W^c_t é o salário recebido; $L^c_{i,t}$ é a quantidade de trabalho ofertada; e τ^w_t é a alíquota do imposto que incide sobre a renda do trabalho. O trabalho ofertado pelos indivíduos não ricardianos é homogêneo.[7] A quantidade de trabalho ofertada por cada indivíduo desse grupo é determinada de modo a maximizar a seguinte função de utilidade, sujeita à restrição (2):

$$U_t = \frac{\left(C^c_{i,t} - hC^c_{i,t-1}\right)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \left(\eta_t\right)^{1-\sigma_c} \epsilon^L_t \frac{\left(L^c_{i,t}\right)^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}. \tag{3}$$

As preferências incorporam formação de hábito no consumo, ou seja, a utilidade derivada do consumo depende da diferença entre o consumo individual e o consumo *per capita* não-ricardiano. O parâmetro h mede a importância deste efeito. Os parâmetros σ_c e σ_L representam as elasticidades, respectivamente, da utilidade marginal do consumo e da desutilidade marginal do trabalho, enquanto η_t representa o nível da tecnologia, adicionado à função de utilidade para que o modelo seja compatível com uma trajetória

[6] O sobrescrito "a" deriva do fato dos indivíduos não-ricardianos que não trabalham viverem exclusivamente das transferências governamentais, daí a designação "assistidos".

[7] O sobrescrito "c" deriva do fato dos indivíduos não-ricardianos que trabalham estarem restritos a consumir sua renda "corrente". Para as variáveis referentes aos indivíduos ricardianos, usa-se o sobrescrito "l", que consomem em função de sua renda "ao longo da vida" ("lifetime income").

de crescimento balanceado. As preferências estão sujeitas a um choque que afeta a desutilidade do trabalho. A condição de 1ª ordem que deve ser obedecida para que a escolha do trabalho ofertado pelos indivíduos não ricardianos seja ótima é a seguinte:

$$\left(\left(1-\tau_t^w\right)w_t^c L_{i,t}^c + w_t^m - h\frac{C_{t-1}^c}{\zeta^c}\right)^{-\sigma_C}\left(1-\tau_t^w\right)w_t^c - \left(\eta_t\right)^{1-\sigma_C}\epsilon_t^L\left(L_{i,t}^c\right)^{\sigma_L} = 0, \quad (4)$$

onde C_{t-1}^c/ζ^c é o consumo da população não-ricardiana que trabalha medido em termos *per capita* em $t-1$. As variáveis w_t^c e w_t^m denotam a transferência e o salário em termos reais, respectivamente. Como (4) só depende do sub-índice i através do termo $L_{i,t}^c$, segue que todos os indivíduos não ricardianos fornecem a mesma quantidade de trabalho; de (2), segue que os níveis de consumo dos indivíduos não ricardianos que trabalham são idênticos.

O i-ésimo indivíduo ricardiano toma decisões visando maximizar a utilidade desfrutada ao longo da vida, que é dada por

$$E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\epsilon_t^B\left[\frac{\left(C_{i,t}^l - hC_{t-1}^l\right)^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \epsilon_t^L\left(\eta_t\right)^{1-\sigma_C}\frac{\left(L_{i,t}^l + L_{i,t}^g\right)^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}\right], \quad (5)$$

onde $C_{i,t}^l$, $L_{i,t}^l$ e $L_{i,t}^g$ representam o consumo e as horas de trabalho ofertadas pelo i-ésimo indivíduo ricardiano para as empresas do setor privado e para o setor público, respectivamente; β é o fator de desconto intertemporal, sujeito a um choque ϵ_t^B. Supõe-se que a utilidade instantânea do indivíduo ricardiano seja semelhante à utilidade do indivíduo não-ricardiano, dada por (3), exceto pelo fato de que o indivíduo ricardiano também oferta trabalho para o governo. Evidentemente, a principal diferença entre os dois tipos de agentes é a possibilidade dos indivíduos ricardianos terem acesso ao mercado de crédito e, portanto, poderem maximizar intertemporalmente. Esses indivíduos obedecem a seguinte restrição orçamentária:

$$\frac{P_t^b B_{i,t}^l}{P_t} + \frac{e_t P_t^{b,*} B_{i,t}^{l,*}}{P_t} = \frac{B_{i,t-1}^l}{P_t} + \frac{e_t B_{i,t-1}^{l,*}}{P_t} + Y_{i,t}^l - C_{i,t}^l - \frac{\tilde{P}_t I_{i,t}^l}{P_t} - Tax_{i,t}^l \quad (6)$$

A variável $B_{i,t}^l$ ($B_{i,t}^{l,*}$) representa a quantidade de títulos de 1 período de emissão doméstica (estrangeira) que o i-ésimo indivíduo ricardiano adquire para a sua carteira no período t. O preço de mercado do título doméstico (estrangeiro) no instante t, medido em termos nominais e em moeda local, é P_t^b ($e_t P_t^{b*}$), de maneira que $P_t^b B_{i,t}^l$ ($e_t P_t^{b*} B_{i,t}^{l*}$) é o valor da carteira de títulos domésticos (estrangeiros) adquirida pelo indivíduo i no instante t. O preço da moeda estrangeira no mercado de divisas local é e_t. Uma das fontes de renda do indivíduo i no período t é o resgate dos investimentos de 1 período feitos no período $t-1$. Isso dá a ele um montante igual a $B_{i,t-1}^l + e_t B_{i,t-1}^{l*}$ (medida nominal e em moeda local), pois o valor prometido por um título de um período no vencimento é \$1 (em moeda local ou estrangeira). Como em Dib (2011), Quint e Rabanal (2013), Carvalho e Valli (2011), e outros, assume-se que o preço de um título de um período emitido no exterior seja dado por $P_t^{b,*} = 1/(\theta_t R_t^*)$, onde R_t^* denota a taxa de juros para operações de 1 período vigente no resto do mundo (que é exógena) e θ_t representa o

prêmio de risco suportado pela economia doméstica. Os fatores determinantes de θ_t serão analisados na seção 3.7.

Como o governo tributa os gastos de consumo, os preços pagos pelos indivíduos na aquisição de bens e serviços não são iguais aos preços recebidos pelas empresas que os fornecem. A cobrança de uma alíquota τ_t^c introduz uma cunha entre o nível geral de preços ao produtor $\tilde{P}_t$ e ao consumidor P_t, de tal forma que $P_t = \left(1+\tau_t^c\right)\tilde{P}_t$. O termo $\tilde{P}_t I_{i,t}^l / P_t$ (que é igual a $\frac{1}{1+\tau_t^c} I_{i,t}^l$) representa o investimento em capital físico realizado pelo i-ésimo indivíduo ricardiano medido em termos reais. Esse montante, que é calculado em função do nível geral de preços que os indivíduos "enxergam", reflete a hipótese de que não há taxação indireta sobre a aquisição de bens de investimento, de modo que o índice de preço destes bens é o preço ao produtor $\tilde{P}_t$ (Forni et al., 2009). A variável $Tax_{i,t}^l$ representa os tributos *lump-sum* pagos ao governo.

A variável $Y_{i,t}^l$ denota a renda real recebida pelo i-ésimo indivíduo ricardiano no período t, dada por

$$Y_{i,t}^l = \left(1-\tau_t^w\right)\left(w_{i,t}^l L_{i,t}^l + w_t^g L_t^{l,g}\right) + \left(1-\tau_t^k\right)\left(r_t^k z_{i,t}^l K_{i,t-1}^l - \boldsymbol{\Psi}\left(z_{i,t}^l\right)K_{i,t-1}^l + Div_{i,t}^l\right) - \tau_t^k \boldsymbol{\Psi}\left(z_{i,t}^l\right)K_{i,t-1}^l + A_{i,t}^l. \quad (7)$$

A variável $A_{i,t}^l$ reflete a participação do i-ésimo indivíduo ricardiano em um esquema de seguro que garante proteção contra flutuações indesejadas na renda. Essa proteção faz com que os indivíduos ricardianos "enxerguem" a mesma restrição orçamentária e façam as mesmas escolhas de consumo, trabalho e investimento. O termo $w_{i,t}^l L_{i,t}^l$ traduz a renda bruta do trabalho ofertado para o setor privado, que é igual ao produto do salário real pago ao i-ésimo indivíduo (que é o único fornecedor de trabalho do tipo i) e da quantidade de horas de trabalho ofertadas.

A quantidade total de horas de trabalho ofertada é igual à soma do trabalho utilizado pelas empresas produtoras de bens intermediários ($L_{i,t}^l$) e do trabalho utilizado pelo governo ($L_{i,t}^{l,g}$). Todos os indivíduos ricardianos fornecem a mesma quantidade de horas de trabalho para o governo ($L_{i,t}^{l,g} = L_t^{l,g}$), que decide livremente a quantidade que deseja utilizar de cada agente ricardiano. A hipótese simplificadora implícita é que os indivíduos preferem trabalhar para o setor público, de modo que sempre estão dispostos a ofertar a quantidade de trabalho demandada pelo governo. O governo oferece um salário igual ao salário "médio" pago pelas firmas aos indivíduos ricardianos multiplicado por um fator constante maior do que 1: $W_t^g = \upsilon^g W_t^l$.

A renda do trabalho está sujeita à incidência da alíquota τ_t^w. Os rendimentos de capital (seja ele físico ou financeiro) são tributados à alíquota τ_t^k. A variável $Div_{i,t}^l$ denota os lucros recebidos das firmas com poder de mercado, que são iguais para todos os indivíduos ricardianos. O termo $r_t^k z_{i,t}^l K_{i,t-1}^l - \boldsymbol{\Psi}\left(z_{i,t}^l\right)K_{i,t-1}^l$ denota a renda oriunda do capital físico que os indivíduos ricardianos alugam para as firmas. São os indivíduos ricardianos que acumulam capital que decidem a intensidade com a qual o estoque disponível é utilizado ($z_{i,t}^l$) e a velocidade com a qual esse estoque cresce (que depende de $I_{i,t}^l$). As receitas oriundas do aluguel do capital físico são iguais ao produto da taxa de remuneração do capital (r_t^k) e do estoque de capital efetivamente utilizado ($z_{i,t}^l K_{i,t-1}^l$).

Há também um custo oriundo da sub-utilização (ou super-utilização) desse estoque, dado por $\Psi\left(z_{i,t}^{l}\right)K_{i,t-1}^{l}$; a ideia é que existe um nível ideal de utilização da capacidade, fora do qual incorre-se em custos adicionais de operação. A função Ψ assume valor zero quando a utilização do capital é plena; assume-se também que os custos incorridos ao não se utilizar plenamente o capital disponível não podem ser deduzidos do imposto a pagar. Cabe notar que, no modelo linearizado a ser usado nas simulações, aparece apenas a elasticidade

$$\chi = \frac{d^2\Psi}{d(z_t^l)^2} \Bigg/ \frac{d\Psi}{dz_t^l},$$

avaliada em steady-state; logo, não é necessário especificar nenhum detalhe adicional da função Ψ.[8]

A lei de movimento que rege a evolução do estoque de capital é:

$$K_{i,t}^{l} = K_{i,t-1}^{l}(1-\delta) + I_{i,t}^{l}\left(1 - S\left(\frac{\varepsilon_t^I}{\eta}\frac{I_{i,t}^{l}}{I_{i,t-1}^{l}}\right)\right), \tag{8}$$

onde δ é a taxa de depreciação e η a taxa à qual crescem as variáveis reais do modelo. A função S cria um custo de ajustamento que depende da taxa (bruta) de crescimento (ou decrescimento) do investimento. Essa função assume valor zero quando não há choques que elevem esse custo — na ausência de choques, ε_t^I —, e quando a taxa de crescimento do investimento não desvia da taxa de crescimento do estado estacionário — ou seja, quando o seu argumento é igual a um, $S(1) = 0$. Nesse caso, o investimento se transforma integralmente em capital novo. Assume-se que a primeira derivada de S é zero no estado estacionário, de maneira que os custos de ajustamento vão depender somente da derivada segunda. De modo análogo ao caso da função Ψ, também no caso da função S é desnecessário impor hipóteses adicionais à forma funcional, pois a calibração do modelo linearizado irá depender apenas do parâmetro $\nu = \frac{\partial^2 S}{\partial(\arg S)^2}$ avaliado no estado estacionário, que mede a convexidade da função.

Em suma, o i-ésimo indivíduo ricardiano deve escolher as trajetórias das variáveis por ele "controladas" — que compõem o conjunto $\left\{B_{i,t}^{l}, B_{i,t}^{l,*}, C_{i,t}^{l}, W_{i,t}^{l}, z_{i,t}^{l}, I_{i,t}^{l}, K_{i,t}^{l}\right\}$ — a fim de maximizar o valor de (5) sujeito a (6), (7) e (8). A variável $W_{i,t}^{l}$ pertence ao conjunto de variáveis de escolha porque o indivíduo i é o único provedor de trabalho do tipo i, logo ele pode fixar o melhor salário possível dadas as condições da demanda total por trabalho do tipo i, que é uma função decrescente de $W_{i,t}^{l}$.

3.2 Firmas

As firmas dessa economia se dividem em dois setores, o "atacadista" (ou setor de produção de bens intermediários) e o "varejista" (ou setor de produção de bens finais). As firmas pertencentes ao setor de produção de bens finais operam em um ambiente de concorrência perfeita e aplicam uma tecnologia com duas etapas de processamento. Na primeira etapa, as firmas do setor de bens finais transformam bens intermediários

[8] Ver, a este respeito, Christiano et al. (2005).

diferenciados em cestas. Como os bens diferenciados pertencem a duas categorias distintas, as firmas obtêm dois tipos de cestas, identificadas como de bens *tradables* (T) e *non-tradables* (NT). Uma determinada quantidade da cesta de bens *tradables* será exportada antes da segunda etapa do processo produtivo. Esta primeira etapa do processo produtivo é caracterizada pela seguinte função de produção:

$$Y_{s,t}^{\text{tot}} = \left[\int_0^1 Y_{j,s,t}^{\frac{1}{1+\mu_s}} dj\right]^{1+\mu_s}, \qquad s = T, NT, \tag{9}$$

onde $Y_{s,t}^{\text{tot}}$ é a quantidade de cestas de bens do tipo t que são obtidas no instante t e $Y_{j,s,t}$ é a quantidade utilizada da j-ésima variedade de bem intermediário do tipo s. A combinação dos vários tipos de bens intermediários é feita de modo a minimizar o custo total de cada cesta; a solução deste problema gera a seguinte função de demanda pelo bem intermediário j do tipo s dado o seu preço, o preço da cesta do tipo s e a quantidade de cestas do tipo s que se deseja produzir:

$$Y_{j,s,t} = Y_{s,t}^{\text{tot}} \left(\frac{\tilde{P}_{s,t}}{\tilde{P}_{j,s,t}}\right)^{\frac{1+\mu_s}{\mu_s}}, \tag{10}$$

sendo o preço agregado dos bens do tipo s dado por

$$\tilde{P}_{s,t}^{-1/\mu_s} = \int_0^1 \tilde{P}_{j,s,t}^{-1/\mu_s} dj. \tag{11}$$

Na segunda etapa, as firmas produtoras de bens finais combinam os dois tipos de cestas a fim de gerar um único bem final. Esse bem pode ser consumido pelos indivíduos, incorporado ao patrimônio dos indivíduos ricardianos sob a forma de capital, transformado em capital público ou consumido pelo governo. A tecnologia utilizada é caracterizada pela seguinte função de produção:

$$Y_t = \left((\gamma)^{\frac{\eta}{1+\eta}} \left(Y_{T,t}\right)^{\frac{1}{1+\eta}} + (1-\gamma)^{\frac{\eta}{1+\eta}} \left(Y_{NT,t}\right)^{\frac{1}{1+\eta}}\right)^{1+\eta}, \tag{12}$$

onde $Y_{T,t}$ ($Y_{NT,t}$) é a quantidade de cestas de bens *tradables* (*non-tradables*) utilizada pelas firmas produtoras de bens finais na segunda etapa. A variável Y_t representa a quantidade produzida do bem final homogêneo, que é absorvida domesticamente. A combinação ótima das cestas de bens *tradables* e *non-tradables* é feita de modo a minimizar o custo de produção do bem final, gerando as seguintes funções de demanda:

$$Y_{T,t} = \gamma Y_t \left(\frac{\tilde{P}_{T,t}}{\tilde{P}_t}\right)^{-\frac{1+\eta}{\eta}}, \tag{13}$$

$$Y_{NT,t} = (1-\gamma) Y_t \left(\frac{\tilde{P}_{NT,t}}{\tilde{P}_t}\right)^{-\frac{1+\eta}{\eta}}. \tag{14}$$

O preço do bem final é dado por

$$\tilde{P}_t^{-\frac{1}{\eta}} = \gamma\left(\tilde{P}_{T,t}\right)^{-\frac{1}{\eta}} + (1-\gamma)\left(\tilde{P}_{NT,t}\right)^{-\frac{1}{\eta}}. \tag{15}$$

As firmas pertencentes ao setor de produção de bens intermediários operam em um ambiente de concorrência monopolística, que se divide em um subsetor de bens *tradables* e outro de bens *non-tradables*. As firmas do subsetor de bens *tradables* geram produtos passíveis de serem exportados depois de combinados em uma cesta pelas empresas do setor de produção de bens finais; já as firmas do subsetor de bens não *tradables* fabricam produtos que não serão exportados após combinação em uma cesta. Essa estrutura justifica a utilização da nomenclatura *tradables* e *non-tradables*, muito embora a produção do primeiro subsetor não seja exportada diretamente.

As firmas de cada subsetor transformam capital, insumos importados e uma "cesta" de trabalho (resultante da combinação de dois tipos diferentes de trabalho — ricardiano e não ricardiano) em um bem intermediário específico. O capital pode ser público ou privado, sendo o capital público determinado exogenamente pelo governo e a custo zero para as firmas (Baxter & King, 1993; Leeper, Walker, & Yang, 2010; Carvalho & Valli, 2011). A função de produção é dada por

$$Y_{j,s,t} = A_t^s \left(\frac{K_{t-1}^g}{K_{t-1}^l} \right)^{\eta_g^s} \tilde{K}_{j,s,t}^{\eta_K^s} L_{j,s,t}^{\eta_L^s} Q_{j,s,t}^{1-\eta_K^s-\eta_L^s}, \tag{16}$$

onde $Y_{j,s,t}$ representa a quantidade produzida do j-ésimo bem intermediário do tipo s ($s: T, NT$); A_t^s um choque de produtividade comum a todas as firmas do setor s; K_{t-1}^g é o capital público disponível no período $t-1$; K_{t-1}^l é o capital privado disponível no período $t-1$; $\tilde{K}_{j,s,t}$ é o estoque de capital privado efetivamente utilizado pela firma j do setor s no período t ($\tilde{K}_{j,s,t} = z_t^l K_{j,s,t-1}^l$); $L_{j,s,t}$ é a quantidade de "cestas" de trabalho efetivamente utilizada pela firma j do setor s no período t; e $Q_{j,s,t}$ é a quantidade de "cestas" de insumos importados utilizadas pela firma j do setor s no período t. O parâmetro $\eta_g^s \in [0,1)$ mede o quanto o capital público influencia a produtividade das firmas do setor de bens intermediários.

A divisão do estoque de capital público disponível pelo estoque de capital privado disponível permite que a infraestrutura pública não cumpra os pré-requisitos de um bem público puro. Estradas e rodovias, por exemplo, podem não atender integralmente as propriedades de não-rivalidade e não-exclusividade, necessárias à caracterização do bem público, por estarem sujeitas a congestionamentos ou preços proibitivos. Sob esta especificação, o aumento do estoque de capital privado, se não acompanhado por um aumento do estoque de capital público, provoca uma diminuição da contribuição deste último sobre a produção de cada firma. Há, portanto, complementariedade dos estoques de capital público e privado. A esse respeito, ver Glomm e Ravikumar (1997). O capital público — que pode ser interpretado como a infraestrutura que o setor público disponibiliza "gratuitamente" — evolui de acordo com lei de movimento abaixo relacionada:

$$K_t^g = \left(1-\tilde{\delta}\right) K_{t-1}^g + I_{t-N}^g. \tag{17}$$

Supõe-se que o investimento público se torne produtivo, transformando-se em capital, após uma defasagem de N períodos. Esta formulação é mais simples do que a formulação "time to build" utilizada por Leeper et al. (2010) e Mereb e Zilberman (2013), mas gera resultados semelhantes na análise de choques fiscais. O problema de minimização de custos resolvido por cada empresa do subsetor s do setor de produção

de bens intermediários é

$$\min_{\{\tilde{K}_{j,s,t}, L_{j,s,t}, Q_{j,s,t}\}} R_t^k \tilde{K}_{j,s,t} + W_t L_{j,s,t} + P_{T,t}^X Q_{j,s,t}, \tag{18}$$

sujeito à função de produção (16), onde $P_{T,t}^X$ é o preço da cesta de insumos importados expresso na moeda doméstica. A partir das condições de 1ª ordem que caracterizam as escolhas ótimas, obtêm-se funções de demanda por cada tipo de insumo.[9]

Os indivíduos não ricardianos que trabalham ofertam um tipo de trabalho homogêneo, de modo que a demanda pelo trabalho do i-ésimo indivíduo não ricardiano por parte de cada firma j do setor s é simplesmente dada por $L_{i,j,s,t}^c = L_{j,s,t}^c \Big/ \zeta^c$, onde $L_{j,s,t}^c$ é a demanda total por trabalho não ricardiano por parte da firma j do setor s. Os indivíduos ricardianos, por sua vez, ofertam tipos diferenciados de trabalho, demandados por cada firma j do setor s de modo a resolver o seguinte problema:

$$\min_{\{L_{i,j,s,t}\}} \int_0^1 W_{i,t}^l L_{i,j,s,t}^l di \qquad \text{s.a.} \qquad \left[\int_0^1 \left(L_{i,j,s,t}^l\right)^{\frac{1}{1+\mu_w}} di\right]^{1+\mu_w} = L_{j,s,t}^l, \tag{19}$$

onde $W_{i,t}^l$ é o salário cobrado pelo i-ésimo indivíduo ricardiano no instante t e $L_{i,j,s,t}^l$ é a quantidade de trabalho do tipo i que a firma j do setor s contrata no instante t. As demandas relativas de trabalho ricardiano e não ricardiano pela firma j derivam do seguinte problema de minimização de custo:

$$\begin{aligned} &\min_{\left\{L_{j,s,t}^l, L_{j,s,t}^c\right\}} W_t^l L_{j,s,t}^l + W_t^c L_{j,s,t}^c \\ &\text{s.a.} \quad \left(L_{j,s,t}\right)^{\frac{1}{1+a}} = (\varphi)^{\frac{a}{1+a}} \left(L_{j,s,t}^l\right)^{\frac{1}{1+a}} + (1-\varphi)^{\frac{a}{1+a}} \left(L_{j,s,t}^c\right)^{\frac{1}{1+a}}. \end{aligned} \tag{20}$$

A combinação de tipos diferentes de trabalho ricardiano é tal que a demanda privada total pelo trabalho ofertado pelo i-ésimo indivíduo ricardiano no instante t é dada por

$$L_{i,t}^l = \left(\frac{W_{i,t}^l}{W_t^l}\right)^{-\frac{1+\mu_w}{\mu_w}} L_t^l. \tag{21}$$

De acordo com (21), a quantidade de trabalho ofertada pelo i-ésimo indivíduo ricardiano às empresas produtoras de bens intermediários no instante t ($L_{i,t}^l$) depende da quantidade total de trabalho ricardiano de que essas firmas necessitam (L_t^l) e do custo relativo do trabalho ofertado pelo i-ésimo indivíduo ricardiano, que é medido pela razão entre o salário que esse indivíduo cobra ($W_{i,t}^l$) e o "salário médio" cobrado pelos indivíduos ricardianos (W_t^l). Expressões análogas a (21) determinam a escolha entre trabalho ricardiano e não-ricardiano:

$$L_t^l = \varphi \left(\frac{W_t^l}{W_t}\right)^{-\frac{1+a}{a}} L_t, \tag{22}$$

$$L_t^c = (1-\varphi) \left(\frac{W_t^c}{W_t}\right)^{-\frac{1+a}{a}} L_t. \tag{23}$$

[9] Ver Anexo 1.

De acordo com (22), a quantidade total de trabalho ricardiano demandada pelas firmas do setor de bens intermediários depende da quantidade de "cestas" de trabalho de que essas firmas necessitam (L_t) e do custo relativo do trabalho ricardiano, que é medido pela razão entre o "salário médio" cobrado pelos indivíduos ricardianos (W_t^l) e o "custo médio" da mão-de-obra na economia (W_t). O parâmetro φ mede o quão importante é a "cesta" de trabalho do tipo ricardiano na fabricação do agregado de trabalho que as firmas utilizam em (16), e o parâmetro a está associado ao grau de substituibilidade entre trabalho ricardiano e não ricardiano. A equação (23) pode ser interpretada de forma análoga.

O preço em moeda doméstica da cesta de insumos importados ($P_{T,t}^X$) é igual ao preço "internacional" ($\tilde{P}_{T,t}^*$, determinado exogenamente) convertido pela taxa de câmbio nominal vigente no instante t. Há ainda a incidência de um imposto de comércio exterior (alíquota τ_t^X), logo

$$P_{T,t}^X = \left(1 + \tau_t^X\right) e_t \tilde{P}_{T,t}^*. \tag{24}$$

Assume-se também que a demanda externa pela cesta de bens *tradables* produzida pelas firmas do setor de bens finais ($Y_{T,t}^*$) segue:

$$Y_{T,t}^* = \left(\frac{\tilde{P}_{T,t}}{e_t \tilde{P}_t^*}\right)^{-\frac{1+\tau^*}{\tau^*}} Y_t^*, \tag{25}$$

onde $\tilde{P}_{T,t}$ é o preço da cesta de bens *tradables*, Y_t^* é uma medida do nível de atividade econômica internacional (que é uma variável exógena) e $e_t \tilde{P}_t^*$ é o nível geral de preços ao produtor vigente no resto do mundo após conversão para a moeda doméstica ($\tilde{P}_t^*$ é uma variável exógena). Essa formulação, encontrada em (Medina & Soto, 2007) e (Dib, 2003), reflete a impossibilidade das firmas domésticas cobrarem preços diferentes de clientes domésticos e externos.

3.3 Fixação de preços e salários

As firmas do setor de bens intermediários desfrutam de algum poder de mercado, de modo que podem fixar preços. Supõe-se rigidez de preços à la Calvo (1983), de modo que as firmas só podem escolher novos preços ótimos quando sorteadas para isso. A probabilidade de uma firma ser sorteada para escolher um novo preço ótimo no instante t é $1 - \alpha_P^s$, onde s denota o setor no qual a firma opera ($s = T, NT$). Se a firma não é sorteada para escolher um novo preço ótimo, então ela simplesmente aplica uma regra de bolso para corrigir o preço praticado em $t-1$ de acordo com o último dado de inflação ao produtor observado. A regra de bolso é:

$$\tilde{P}_{j,s,t} = \left(\frac{\tilde{P}_{t-1}}{\tilde{P}_{t-2}}\right)^{\gamma_P^s} \tilde{P}_{j,s,t-1}, \tag{26}$$

onde γ_P^s é um parâmetro que mede o grau de indexação dos preços dos bens intermediários fabricados no setor s. A solução do problema é tal que o preço escolhido pelas firmas sorteadas para otimizar no instante 0 ($\tilde{P}_{s,0}^{\text{opt}}$) é o mesmo para todas as firmas. A lei de movimento do nível de preços no setor s é

$$\tilde{P}_{s,t}^{-\frac{1}{\mu_s}} = \left(1 - \alpha_P^s\right)\left(\tilde{P}_{s,t}^{\text{opt}}\right)^{-\frac{1}{\mu_s}} + \alpha_P^s \tilde{P}_{s,t-1}^{-\frac{1}{\mu_s}} \left(\frac{\tilde{P}_{t-1}}{\tilde{P}_{t-2}}\right)^{-\frac{\gamma_P^s}{\mu_s}}. \tag{27}$$

A linearização desta expressão em torno do *steady-state* com inflação zero gera "curvas de Phillips novo-keynesianas" para cada setor produtivo.

A fixação de salários pelos indivíduos ricardianos procede de forma análoga. Sob rigidez de salários, o salário recebido por um indivíduo ricardiano no instante t pode ser escolhido de forma ótima com probabilidade α_W. Caso o indivíduo não seja sorteado para fixar um novo salário de forma ótima, então este é corrigido em função da inflação passada.

3.4 Recursos e Usos

As condições de igualdade entre usos e recursos inerentes às restrições orçamentárias dos indivíduos e do governo geram a seguinte condição de equilíbrio para a produção absorvida domesticamente (Y_t):

$$Y_t = C_t^l + C_t^c + C_t^a + I_t^l + I_t^g + G_t + \Psi\left(z_t^l\right)K_{t-1}^l. \tag{28}$$

A equação (28) leva em conta que só os indivíduos ricardianos fazem investimentos em capital físico e que há investimentos do governo, que são exógenos. Os gastos do governo também são exógenos. O último termo da condição de equilíbrio incorpora o custo de afastar-se da plena utilização do capital privado disponível. A expressão (28) também incorpora a restrição de que o resultado do balanço de pagamentos da economia doméstica deve ser zero para todo t.

A produção doméstica total é dada pela soma dos volumes produzidos destinados ao mercado doméstico (Y_t) e ao mercado externo ($Y_{T,t}^*$):

$$Y_t^{\text{tot}} = Y_t + Y_{T,t}^*. \tag{29}$$

Como em Castro, Gouvea, Minella, Santos, e Souza-Sobrinho (2015), as expressões para o PIB nominal e para o deflator do PIB são dadas por:

$$P_t^{\text{PIB}}Y_t^{\text{PIB}} = P_t\left(Y_t + w_t^g L_t^g\right) + \tilde{P}_{T,t}Y_{T,t}^* - P_{T,t}^X Q_t, \tag{30}$$

$$P_t^{\text{PIB}} = P_t^{\left(\frac{P_t\left(Y_t + w_t^g L_t^g\right)}{P_t^{\text{PIB}}Y_t^{\text{PIB}}}\right)}\tilde{P}_{T,t}^{\left(\frac{\tilde{P}_{T,t}Y_{T,t}^*}{P_t^{\text{PIB}}Y_t^{\text{PIB}}}\right)}P_{T,t}^{X\left(-\frac{P_{T,t}^X Q_t}{P_t^{\text{PIB}}Y_t^{\text{PIB}}}\right)}, \tag{31}$$

onde Y_t^{PIB} é o PIB real, P_t^{PIB} é o deflator do PIB, e P_t, $\tilde{P}_{T,t}$ e $P_{T,t}^x$ são, respectivamente, os deflatores da absorção doméstica, das exportações e das importações.[10] Vale notar que, em conformidade com a sistemática das Contas Nacionais, a absorção doméstica inclui, além dos bens produzidos e absorvidos internamente, também os salários do funcionalismo público ($W_t^g L_t^g$).

3.5 Política Monetária

A taxa de juros nominal é dada por uma "regra de Taylor":

$$\hat{R}_t = \phi_R\hat{R}_{t-1} + \phi_\pi E_t\left(\pi_{t+p} - \bar{\pi}_t\right) + \phi_Y E_t\left(y_{t+z}^{\text{PIB}}\right) + \hat{\varepsilon}_t^m, \tag{32}$$

onde p e z podem ser maiores, menores ou iguais a zero. Nas simulações, o caso básico é a regra em que a taxa de juros reage à inflação e ao hiato do produto esperados para o período seguinte ($p = z = 1$).

[10] A variável Q_t é definida como a soma $\int_0^1 Q_{j,T,t}dj + \int_0^1 Q_{j,NT,t}dj$, onde a primeira (segunda) integral representa a quantidade de "cestas" de insumos importados utilizadas pelas firmas do subsetor de bens *tradables* (não *tradables*) no período t. Outros detalhes podem ser vistos no Anexo 3.

3.6 Política Fiscal

O governo dispõe de nove instrumentos de política fiscal, que são os impostos lump-sum cobrados dos indivíduos ricardianos (Tax_t^l), os investimentos públicos (I_t^g), o nível de emprego do setor público (L_t^g), os gastos em bens e serviços (G_t), as transferências para os indivíduos não ricardianos (w_t^m), e as alíquotas de impostos incidentes sobre o consumo, a renda do trabalho, a renda do capital e as importações de bens intermediários ($\tau_t^c, \tau_t^w, \tau_t^k$ and τ_t^X, respectivamente). A restrição orçamentária governamental exige que

$$SP_t = R_{t-1}\frac{D_{t-1}^l}{P_t} - \frac{D_t^l}{P_t}, \tag{33}$$

onde SP_t é o superávit primário medido em termos reais, D_t^l (D_{t-1}^l) é o valor nominal da dívida pública no instante t ($t-1$) e R_{t-1} é a taxa de juros nominal bruta de um período fixada pelas autoridades monetárias em $t-1$. O superávit primário SP_t é dado por

$$\begin{aligned} SP_t = {} & \frac{1}{1+\tau_t^{c,*}}\tau_t^X e_t^r \tilde{P}_{T,t}^* Q_t + \tau_t^w\left(w_t L_t + w_t^g L_t^g\right) + \tau_t^k\left(r_t^k z_t^l K_{t-1}^l + Div_t^l\right) + Tax_t^l \\ & + \frac{\tau_t^c}{1+\tau_t^c}\left(C_t^l + C_t^c + C_t^a\right) + \frac{\tau_t^c}{1+\tau_t^c}G_t + \frac{\tau_t^c}{1+\tau_t^c}\Psi\left(z_t^l\right)K_{t-1}^l - G_t - w_t^g L_t^g \\ & - \zeta w_t^m - \frac{1}{1+\tau_t^c}I_t^g - DNC_{1,t} - DNC_{2,t} - DNC_{3,t}. \end{aligned} \tag{34}$$

Termos com sinal negativo em (34) representam despesas. O sexto termo da expressão que contabiliza SP_t representa os impostos indiretos que incidem sobre as compras de bens e serviços realizadas pelo próprio governo, enquanto que o sétimo termo emana dos gastos que os indivíduos ricardianos suportam sempre que o seu estoque de capital não é aproveitado de forma plena. Os três últimos termos (DNC_i, para $i = 1, 2, 3$) representam os choques exógenos associados à explicitação e regularização das despesas públicas não contabilizadas no passado.

Os instrumentos de reação escolhidos serão determinados, pelo lado da despesa ou receita, pelas seguintes regras fiscais (no modelo linearizado):

$$\widehat{id}_t = \rho\,\widehat{id}_{t-1} - \phi_i\,\hat{d}_{t+4}, \tag{35}$$

$$\widehat{ir}_t = \rho\,\widehat{ir}_{t-1} + \alpha_i\,\hat{d}_{t+4}, \tag{36}$$

onde $\widehat{id}$, $\widehat{ir}$ e $\hat{d}$ são, respectivamente, os desvios em relação aos valores assumidos na trajetória de crescimento balanceado do instrumento fiscal de despesa, do instrumento fiscal de receita e da dívida pública (em termos reais). O parâmetro ρ pertence ao intervalo $(0, 1)$; e ϕ_i e α_i são parâmetros positivos que variam conforme o instrumento i escolhido.

Todos os instrumentos fiscais remanescentes evoluirão de acordo com a seguinte fórmula geral, no modelo linearizado ($\hat{\varepsilon}_t^i$ é um choque i.i.d):

$$\hat{i}_t = \rho\hat{i}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t^i. \tag{37}$$

3.7 Prêmio de Risco

Assume-se que o prêmio de risco θ_t, entendido como um desvio da paridade descoberta da taxa de juros, dependa positivamente do passivo externo líquido do país e do montante de dívida pública, além de um choque relacionado à aversão ao risco dos investidores internacionais.

A hipótese de dependência do prêmio de risco em relação ao passivo externo líquido é bastante difundida na literatura sobre modelos DSGE (Dib, 2011; Medina & Soto, 2007; Quint & Rabanal, 2013). Esta hipótese capta a existência de imperfeições no mercado financeiro internacional e garante a estacionariedade do modelo em torno da trajetória de crescimento balanceado, conforme mostrado por Schmitt-Grohé e Uribe (2003). Em termos empíricos, a hipótese é corroborada por diversos estudos para países emergentes em geral, bem como para o Brasil em particular; ver, por exemplo, Aizenman, Jinjarak, e Park (2016), Dailami, Masson, e Padou (2005), Kennedy e Palerm (2014) e Martinez, Terceño, e Teruel (2013). A inclusão de um choque de aversão a risco como determinante do prêmio de risco também é comum em modelos aplicados ao Brasil; ver, em particular, Castro et al. (2015).

Por sua vez, a consideração explícita do efeito do endividamento público sobre o risco país em um modelo DSGE para o Brasil é uma inovação deste trabalho. Esta especificação revela-se importante para captar um efeito empiricamente relevante para países emergentes, conforme indicado por trabalhos como Arora e Cerisola (2001), Rocha e Moreira (2012) , Aizenman et al. (2016) e Ornelas (2017). Também para o Brasil, vários estudos mostram que o risco soberano depende de forma crucial da situação fiscal do país e, em especial, do montante de dívida pública; ver, dentre outros, Ferreira (2010), Montes e Tiberto (2012) e Teixeira, Klotzle, e Ness (2008). Na especificação aqui adotada, a dívida pública afeta positivamente o prêmio de risco no modelo linearizado sem, no entanto, afetá-lo na trajetória de crescimento balanceado. Esta especificação é compatível com o resultado de Teixeira et al. (2008), segundo o qual os determinantes domésticos do risco soberano brasileiro, dentre os quais o endividamento público, atuariam apenas no curto prazo, por meio de seus desvios em relação às respectivas tendências de longo prazo.

A equação para o prêmio de risco no modelo linearizado assume, assim, o seguinte formato:

$$\hat{\theta}_t = -\left(\theta \frac{\bar{e}^r \bar{b}^{H,*}}{\bar{y}^H}\right)\left(\hat{e}_t^r + \left(\frac{\bar{y}^H}{\bar{b}^{H,*}}\right)\hat{b}_t^{H,*} - \hat{y}_t^H\right) + \varrho \hat{d}_t + \hat{\varepsilon}_t^{\theta}, \tag{38}$$

onde $\hat{d}_t$, $\hat{b}_t^{H,*}$, $\hat{y}_t^H$ e $\hat{e}_t^r$ são, respectivamente, os desvios da dívida pública, passivo externo, produto e taxa de câmbio real em relação à sua trajetória de crescimento balanceado no período t, enquanto $\hat{\varepsilon}_t^{\theta}$ é o choque de aversão a risco dos investidores internacionais. As variáveis $\bar{b}^{H,*}$ e $\bar{y}^H$ representam, respectivamente, os valores que o passivo externo e o produto assumem, no estado estacionário (relativamente à trajetória de crescimento balanceado), enquanto que a variável $\bar{e}^r$ denota o valor que o câmbio real assume no estado estacionário.

3.8 Calibração, linearização e solução do modelo

O equilíbrio do modelo é caracterizado pelas equações que definem o comportamento ótimo das famílias e das firmas, conforme discussão acima, acrescidas de equações que

retratam a lei de movimento dos choques e de identidades que definem agregados de interesse. Nos exercícios de simulação a seguir, trabalha-se com o modelo linearizado em torno da trajetória de crescimento balanceado, cuja lista completa de equações é apresentada no Anexo 2. Assim como em Stähler e Thomas (2012), o modelo é calibrado de modo a reproduzir as razões médias entre os principais agregados macroeconômicos do país observadas nos anos anteriores a 2015, que supostamente retratariam um estado de crescimento equilibrado. A opção por uma estratégia de calibração, em vez de estimação econométrica, se baseia na percepção de que a economia brasileira sofreu importantes transformações estruturais durante as últimas duas décadas, o que dificulta a estimação do modelo e a interpretação dos parâmetros estimados como parâmetros "estruturais". Evidentemente, o processo de calibração está sujeito a arbitrariedades não desprezíveis; mas, reconhecidas as limitações desta abordagem, o modelo calibrado possibilita a investigação de diversas questões de interesse, por meio de simulações de política em um ambiente com características típicas da economia brasileira.

A Tabela A-1, no Apêndice, apresenta a parametrização básica utilizada nos exercícios de simulação. Os parâmetros foram escolhidos em conformidade com a literatura nacional e internacional relevante,[11] bem como visando garantir que, na trajetória de crescimento balanceado do modelo, as razões entre os principais agregados macroeconômicos correspondessem (aproximadamente) aos valores observados nos dados brasileiros. A Tabela A-2, no Apêndice, mostra estas razões na trajetória de crescimento balanceado.

Na especificação básica da política monetária, supõe-se uma "regra de Taylor" na qual a taxa nominal de juros reage à inflação e ao hiato do produto esperados, além da taxa de juros defasada; ou seja, na equação (32), temos $p = z = 1$. Para as simulações de política fiscal, um dos parâmetros mais importantes é o expoente do capital público na função de produção Cobb–Douglas utilizada pelas firmas produtoras de bens intermediários (η_g). Adota-se, aqui, o valor de 0,08, que está em linha com o trabalho de Leeper et al. (2010). Na equação da dinâmica do capital público, supõe-se $N = 6$, de modo que o investimento público se torna produtivo, transformando-se em capital, após uma defasagem de 6 períodos. Outro parâmetro que pode afetar fortemente as funções de resposta aos choques fiscais é o parâmetro associado ao tamanho da população não-ricardiana (ζ). O valor escolhido, 0,66, implica que 40% da população brasileira tem acesso limitado ao mercado de crédito, e se aproxima do parâmetro usado no modelo SAMBA do BCB (Castro et al., 2015). A proporção de indivíduos não-ricardianos que trabalham na população não-ricardiana total é de 60%.

O modelo linearizado em torno da trajetória de crescimento equilibrado é apresentado no Anexo 2. A solução do modelo segue as técnicas descritas, por exemplo, em Smets e Wouters (2003), Christiano et al. (2005) e Medina e Soto (2007), através do uso do DYNARE, conjunto de rotinas desenvolvidas por pesquisadores do CEPREMAP (Centre pour la Recherche Economique et ses Applications) e executadas pelo software MATLAB.

[11] Ver, a este respeito, a resenha da literatura de Cavalcanti e Vereda (2011).

4. Simulações

O exercício consiste, em linhas gerais, em observar os efeitos de choques negativos na equação do superávit primário sobre a evolução de variáveis macroeconômicas selecionadas. Os choques simulam a perspectiva de reconhecimento e pagamento das despesas públicas não contabilizadas no passado. Assume-se que os possíveis efeitos positivos sobre a demanda agregada decorridos dos desembolsos dessas despesas à época de sua realização já tenham se dissipado ao final de 2014, de modo que a economia teria retornado à sua trajetória de crescimento equilibrado.[12]

Conforme discutido na seção 2, os choques ocorrem no primeiro, terceiro e quarto trimestres de 2015. Entre o último trimestre de 2014 e o primeiro trimestre de 2015, os agentes econômicos são surpreendidos pelo primeiro choque informacional, relacionado à explicitação e início de regularização das pedaladas fiscais. Neste momento, os agentes passam a supor que o pagamento dessas despesas será realizado de maneira uniforme, em parcelas iguais ao tamanho da primeira parcela, até o esgotamento integral dos passivos. No terceiro trimestre de 2015, os agentes reveem suas previsões quanto ao tamanho das dívidas assumidas pelo Tesouro Nacional e antecipam um pagamento a ser realizado no final do ano necessário à quitação integral dos passivos. No quarto trimestre, os agentes percebem que os passivos são ainda maiores do que esperavam, de modo que procedem a nova revisão de suas expectativas para as despesas primárias no ano. Os choques atuam cumulativamente sobre a economia. O primeiro choque desloca a economia da sua trajetória de crescimento equilibrado. O segundo e terceiro choques atuam sobre uma economia em que as variáveis macroeconômicas já levam em consideração os efeitos do(s) choque(s) anterior(es).

A seguir, inicialmente investigam-se os impactos macroeconômicos decorrentes destes choques sob a hipótese extrema de que as quedas efetivamente observadas nas despesas com gasto e investimento públicos ao longo de 2015, bem como o aumento observado das alíquotas de impostos, ocorreram integralmente como resposta à regularização das despesas não contabilizadas. As funções de resposta a impulso (FRIs) derivadas deste exercício serão tomadas como benchmark. Evidentemente, uma vez que o ajuste fiscal observado ao longo de 2015 pode também ter respondido a um desajuste fiscal prévio, ou mesmo a outros choques recebidos pela economia no período, este procedimento fornece um caso limite para a estimativa do impacto dos choques fiscais em análise.

Em seguida, realizam-se alguns exercícios adicionais, visando verificar o impacto macroeconômico desses choques sob diferentes padrões de ajuste fiscal. Primeiro, analisa-se quais teriam sido os efeitos macroeconômicos da regularização das despesas não contabilizadas sob regras fiscais alternativas, que adotassem diferentes combinações de instrumentos pelo lado da receita e/ou despesa. Segundo, estuda-se o impacto de um ajuste mais "brando" no curto prazo, correspondente à hipótese de que uma menor proporção do ajuste efetivamente observado em 2015 deveu-se à regularização das despesas não contabilizadas. Finalmente, investigam-se as consequências da opção de protelar o ajuste por 4 anos, deixando para a equipe econômica do governo seguinte os custos a ele associados.

[12] Dada a linearidade do modelo, esta hipótese apenas facilita a interpretação dos resultados, não sendo crucial para os mesmos.

Em todos os exercícios, apresentam-se as FRIs para o horizonte de vinte trimestres. Nas primeiras duas linhas das figuras dispostas abaixo, apresentam-se, sempre nesta ordem, as FRIs do superávit primário, dívida pública, PIB, consumo, prêmio de risco, taxa de câmbio real, juros nominais e inflação. A terceira linha, por sua vez, exibirá, sempre, os instrumentos utilizados pela autoridade fiscal para reagir ao pagamento das despesas não contabilizadas.

4.1 Cenário base

No cenário base, a regra de reação da autoridade fiscal diante dos choques acima descritos é ajustada de forma que as FRIs dos gastos de consumo e investimento público e dos impostos incidentes sobre consumo e importação sigam trajetórias semelhantes às trajetórias efetivamente observadas nos dados ao longo de 2015 e primeiro semestre de 2016. Atribui-se, assim, toda a variação observada nessas variáveis nesse período aos choques em questão.[13]

A regra de reação fiscal é tal que os gastos públicos de investimento variam na mesma direção dos gastos de consumo, mas com maior intensidade — de modo a reproduzir a maior queda observada do investimento público relativamente ao consumo. Ambos respondem à evolução esperada da dívida pública, bem como a um componente autorregressivo, em conformidade com a equação (35). Pelo lado da receita, as alíquotas dos impostos sobre consumo e importação variam de acordo com o seu valor defasado em um período e também respondem à trajetória esperada da dívida pública, conforme equação (36). A Figura 3 apresenta as FRIs correspondentes.

Observa-se que os choques têm efeito negativo sobre o resultado primário do setor público, que encontra seu limite inferior no quarto trimestre de 2015. De um lado, o reconhecimento das despesas não contabilizadas é apenas parcialmente compensado pelas medidas de ajuste fiscal; de outro lado, a queda do PIB repercute negativamente sobre a arrecadação tributária. Após o último choque de reconhecimento de despesas, o primário eleva-se a um patamar superior ao que seria observado caso a economia tivesse seguido a sua trajetória de crescimento equilibrado, resultado do esforço fiscal exigido para contenção da elevação da dívida. A deterioração do resultado primário é o fator responsável pelo aumento inicial da dívida pública. Este aumento, porém, desencadeia outros mecanismos que mantêm a dívida em trajetória ascendente mesmo após o resultado primário se tornar positivo (relativamente à trajetória de crescimento balanceado). Em particular, o aumento da dívida eleva o prêmio de risco, o que resulta em desvalorização cambial e pressão inflacionária e leva o Banco Central a aumentar a taxa de juros, em conformidade com sua regra de política. A inflação também é pressionada pelo aumento das alíquotas incidentes sobre consumo e importação decorrentes do ajuste fiscal, que elevam os custos marginais das firmas. O aumento da taxa de juros eleva o serviço da dívida pública, aumentando o déficit nominal e contribuindo para a manutenção da dívida em níveis elevados. É interessante notar que o aumento da taxa

[13] O consumo público registrado nas Contas Nacionais envolve gastos com o funcionalismo público, que responde pela maior parte do item, e gastos com bens e serviços. Ambos os tipos de gastos caíram ao longo de 2015, o que é considerado na regra fiscal em questão.

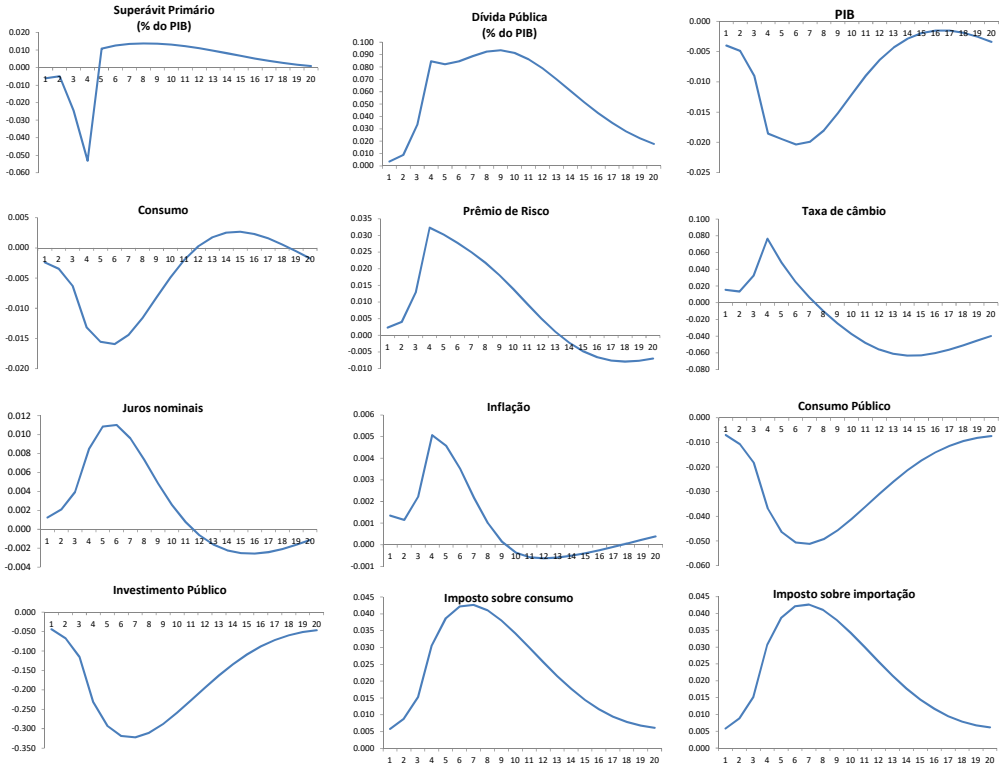


Figura 3. Respostas aos choques fiscais de 2015 — cenário base (desvios percentuais em relação à trajetória de crescimento balanceado).

de juros acaba sendo um fator importante de amplificação do choque inicial, agravando a trajetória da dívida e exigindo um ajuste fiscal ainda mais forte no médio prazo.[14]

As políticas fiscal e monetária restritivas reduzem a demanda agregada e provocam significativa queda do PIB, relativamente à sua trajetória de crescimento. O desaquecimento da economia leva à redução da produção e da demanda por trabalho, o que pressiona os salários para baixo e contribui para ulterior redução do consumo.

4.2 Cenários alternativos

Nesta seção analisamos os efeitos dos choques oriundos da regularização de despesas públicas não contabilizadas sob regras fiscais alternativas, que adotam diferentes combinações de instrumentos fiscais pelo lado da receita e/ou despesa. Apresentamos, nesta ordem, as FRIs associadas aos ajustes promovidos exclusivamente pelo lado da receita, aos ajustes promovidos exclusivamente pelo lado da despesa, e a um ajuste alternativo que combinará um instrumento selecionado pelo lado da receita e um instrumento pelo lado da despesa.

Vale notar que, com o objetivo de avaliar os resultados de ajustes alternativos, utilizamos sempre a mesma função de reação (equações (35) e (36)) para os instrumentos

[14] A interação entre as políticas monetárias e fiscal e, em particular, o possível efeito adverso que um aumento da taxa de juros pode acarretar no contexto de elevado endividamento público, é analisado em Cavalcanti, Vereda, Doctors, e Maynard (2018).

de despesa e receita, respectivamente) do cenário base, variando apenas o instrumento fiscal e a intensidade do ajuste. A fim de obtermos resultados comparáveis aos resultados observados no cenário base, a intensidade dos ajustes será escolhida de tal forma que, nos cenários alternativos, a dívida pública estará no mesmo nível observado no cenário base passados os 20 períodos para os quais as simulações são executadas.

4.2.1 Ajuste realizado exclusivamente pelo lado da receita

Nesta seção, apresentamos os resultados da simulação proposta caso tivesse a autoridade fiscal reagido aos choques oriundos da regularização de despesas públicas não contabilizadas somente pelo lado da receita. Proporemos três ajustes alternativos. No primeiro caso, a autoridade fiscal ajusta as contas públicas fazendo uso de todos os instrumentos de receita disponíveis, isto é, impostos sobre consumo, importação, rendimentos do capital e rendimentos do trabalho (nos referiremos a este ajuste como "Receitas").[15] No segundo caso, a autoridade fiscal reagirá aos choques lançando mão apenas dos impostos que incidem sobre os rendimentos do capital (nos referiremos a este ajuste como "τ_k" ["taok", nas figuras]). Finalmente, no terceiro caso a autoridade fiscal reage aumentando apenas a alíquota do imposto que incide sobre os salários (nos referiremos a este ajuste como "τ_w" ["taow", nas figuras]). O comportamento das variáveis macroeconômicas selecionadas diante desses choques pode ser observado na Figura 4, que dispõe as FRIs para os três cenários alternativos propostos, além das FRIs para o caso base.

Nos três casos os sucessivos choques afetam o superávit primário, a dívida pública, o PIB, o consumo, os juros nominais e a inflação de maneira semelhante ao caso benchmark, muito embora as magnitudes dos movimentos dependam da natureza do ajuste — ver, por exemplo, o que ocorre com o PIB, que tem apenas uma leve queda quando o ajuste é baseado em elevações de τ_w, mas cai substancialmente quando o ajuste é executado elevando-se τ_k. Em todos os casos há uma queda acentuada do superávit primário ao longo de 2015. O ponto de mínimo ocorre sempre no quarto trimestre, período em que as despesas públicas não contabilizadas são totalmente reconhecidas. A deterioração do resultado primário põe a dívida pública em trajetória ascendente, o que exige uma reação por parte da autoridade fiscal. Como essa reação se dá elevando-se impostos que encarecem a produção direta ou indiretamente, a taxa de inflação sobe e a autoridade monetária eleva os juros nominais para reconduzi-la à meta.

Há, no entanto, alguns desdobramentos típicos de cada ajuste, conforme indicado na Figura 4. No que se refere ao ajuste baseado em τ_k, a elevação requerida da alíquota é dramática, dada a base de tributação relativamente pequena. Esta elevação provoca uma alta significativa dos custos de produção, que por sua vez geram a pior trajetória possível para a taxa de inflação. Os elevados custos de produção, a oneração do fator capital e a apreciação do câmbio real (que impacta negativamente as exportações líquidas) também contribuem para a maior queda do produto dentre todos os ajustes. É interessante notar, porém, que este caso caracteriza-se pela trajetória mais favorável em termos de elevação da dívida pública, o que se reflete no prêmio de risco relativamente estável e na apreciação do câmbio real. Isto é explicado, em grande medida, pelo fato de que o forte aumento não antecipado da inflação contribui para corroer o valor real da dívida. Além disso, a pronunciada queda do PIB impede um aumento mais significativo dos juros no

[15] Assume-se que todas as alíquotas de impostos sejam ajustadas na mesma proporção.

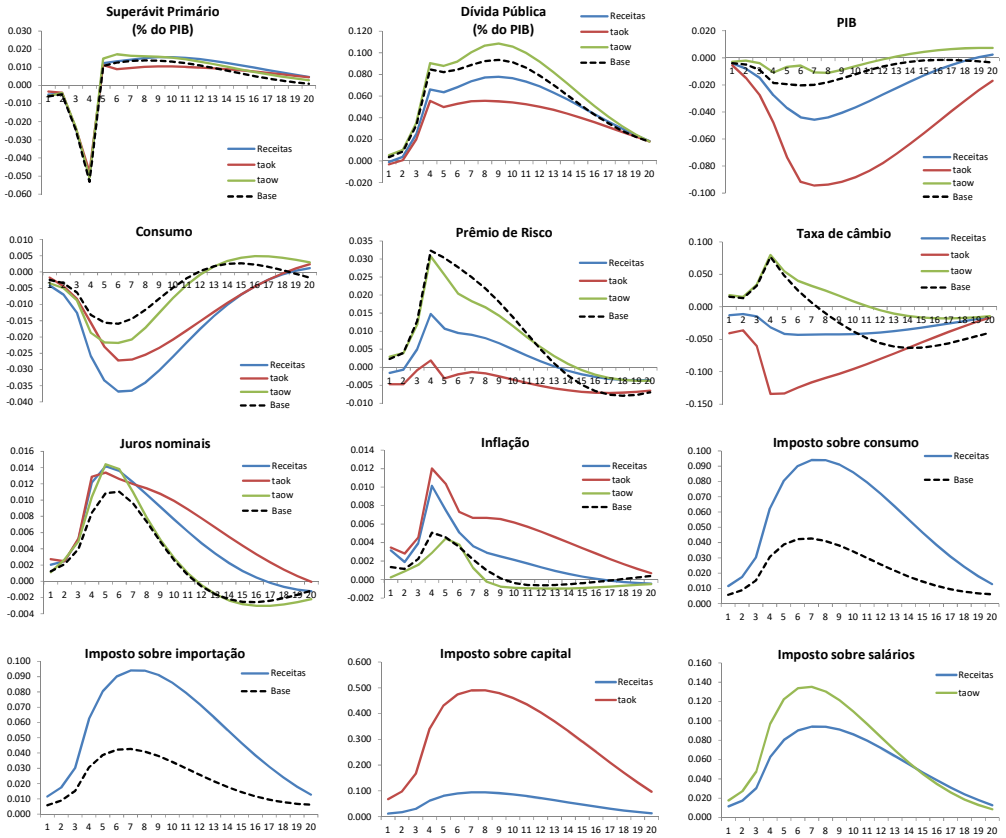


Figura 4. Respostas aos choques fiscais de 2015 — ajuste pelo lado da receita (desvios percentuais em relação à trajetória de crescimento balanceado).

curto prazo (dado que a regra de política monetária reage também ao hiato do produto), evitando uma maior pressão sobre a dívida por meio desse canal.

No caso do ajuste baseado em τ_w, a elevação da alíquota é moderada, uma vez que este tributo incide sobre base mais ampla. Os custos de produção não são tão pressionados, o que gera uma trajetória relativamente benigna para a taxa de inflação e para o produto. Contudo, isto significa uma elevação mais forte da dívida pública e, consequentemente, do prêmio de risco: de um lado, a inflação relativamente baixa implica menor corrosão do valor real da dívida; de outro lado, o nível de atividade relativamente aquecido contribui para maior aumento dos juros, que pressionam o serviço da dívida e o crescimento da mesma. Vale notar que a depreciação cambial associada à elevação do risco país tem um efeito positivo sobre a demanda agregada, por meio de seu impacto nas exportações líquidas, o que ajuda a explicar a trajetória relativamente positiva do PIB.

Para o caso "Receitas", observamos que as alíquotas de tributação devem subir mais do que a alta verificada para o caso base, pois aqui o ajuste é realizado exclusivamente pelo lado da receita. A inflação verificada é superior ao caso base, pois impostos mais altos redundarão em inflação mais alta, a despeito da ajuda desinflacionária que é dada pela valorização do câmbio real (repare que este caso gera a segunda trajetória mais favorável em termos de prêmio de risco). Impostos sobre consumo mais altos

reduzirão o consumo agregado, o que contribuirá para uma queda mais forte do PIB. O desaquecimento da economia também contribuirá para a queda observada no consumo, uma vez que reduzirá a demanda por trabalho e os salários reais.

4.2.2 Ajuste realizado exclusivamente pelo lado da despesa

Nesta seção, apresentaremos os resultados caso tivesse a autoridade fiscal reagido aos choques integralmente pelo lado das despesas, excluindo a possibilidade de utilização de qualquer instrumento de ajuste pelo lado da receita. Proporemos três ajustes alternativos. No primeiro caso, a autoridade fiscal ajusta as contas públicas fazendo uso dos instrumentos de despesa utilizados no caso base, isto é, consumo e investimento públicos (nos referiremos a este ajuste como "Despesas"). No segundo caso, a autoridade fiscal reage alternativamente reduzindo exclusivamente o emprego público (nos referiremos a este ajuste como "Lg"). No terceiro e último caso, a autoridade fiscal reage à elevação da dívida reduzindo as despesas com transferência (nos referiremos a este ajuste como "wm").

O comportamento de algumas variáveis macroeconômicas selecionadas diante dos choques oriundos da regularização de despesas públicas não contabilizadas pode ser observado na Figura 5, que dispõe as FRIs para os três cenários alternativos propostos. Por conveniência, também incluímos as FRIs observadas para o caso base, representadas por uma linha preta tracejada. É possível constatar que as respostas das principais variáveis macroeconômicas são similares, com exceção do consumo e do produto. Em todos os casos os sucessivos choques provocam déficits primários que atingem os seus ápices no quarto trimestre de 2015, período em que as despesas públicas não contabilizadas são integralmente pagas. A dívida pública cresce, o que eleva o prêmio de risco e força uma depreciação do câmbio real. Esta, por sua vez, pressiona a inflação para cima (por desencadear um aumento no custo dos insumos importados), o que obriga a autoridade monetária a elevar a taxa de juros nominal.

Há, no entanto, algumas especificidades que devem ser destacadas. No caso "Despesas", gastos e investimento públicos devem cair mais fortemente do que o observado para o caso base, visto que o ajuste é integralmente realizado pelo lado da despesa. Como esse ajuste não requer um aumento das alíquotas de impostos sobre consumo e importação (que exerciam um efeito direto sobre os preços), a inflação acaba sendo inferior à inflação observada para o caso base. A inflação mais baixa, por sua vez, exige um aperto monetário menos intenso para controlá-la.

As FRIs do ajuste realizado via redução do emprego público sugerem ser este o menos lesivo do ponto de vista do produto e da inflação. A redução da demanda por emprego no setor público levará os agentes ricardianos a ofertarem trabalho no setor privado. A ampliação da oferta de trabalho no setor privado, somada à redução da demanda decorrente da queda do produto, pressionará os salários (reais) para baixo, o que redundará em inflação mais baixa — com efeito, este é o caso que gera a trajetória mais favorável para a taxa de inflação. O PIB cai menos do que no caso base, retornando a patamares superiores aos observados na trajetória de crescimento equilibrado em 13 períodos. A redução no consumo privado é bastante mitigada, havendo inclusive expansão acima da trajetória de crescimento equilibrado após o 10º período. Esse resultado favorece o comportamento relativamente benigno do PIB e está relacionado com a capacidade dos agentes ricardianos (que são aqueles afetados pelo ajuste Lg) de

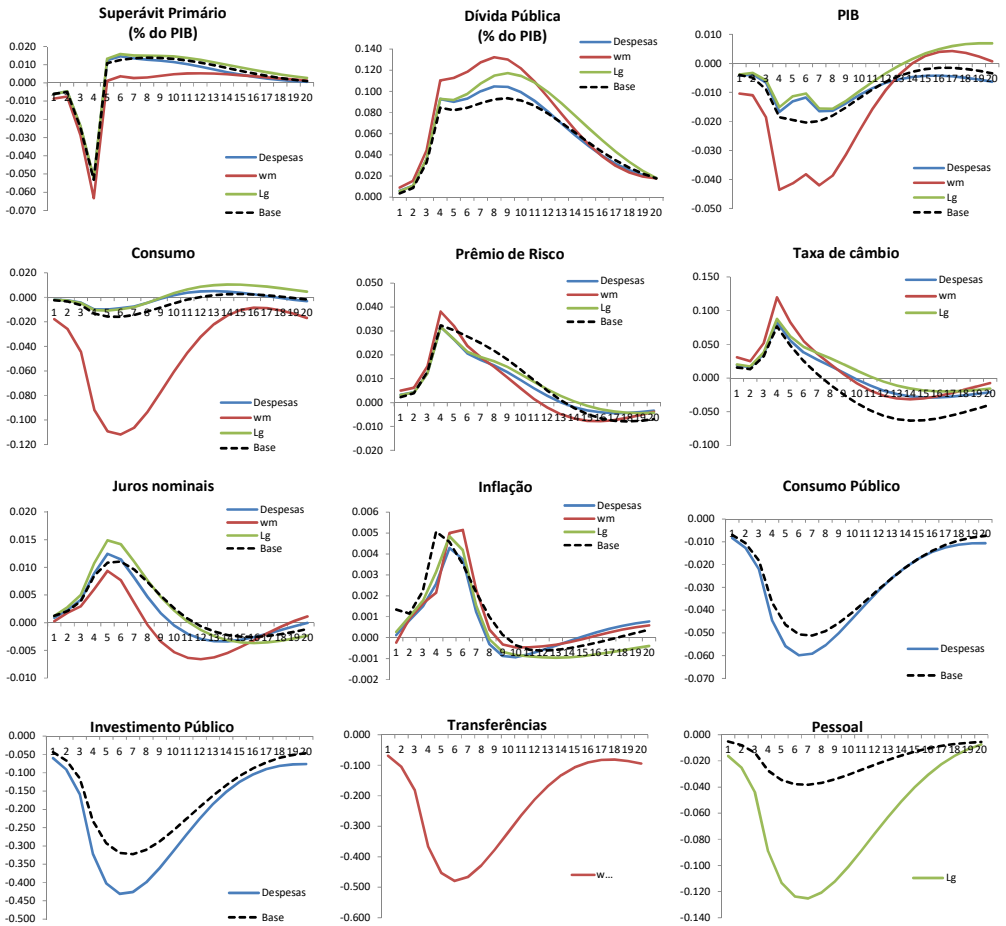


Figura 5. Respostas aos choques fiscais de 2015 — ajuste pelo lado da despesa (desvios percentuais em relação à trajetória de crescimento balanceado).

suavizar os efeitos da redução na renda recebida em troca do trabalho prestado para o governo.[16]

Finalmente, o ajuste realizado via redução das transferências aparenta ser o mais pernicioso do ponto de vista do produto e da inflação. No modelo apresentado neste trabalho, os gastos com transferências cumprem o papel de auxiliar financeiramente os indivíduos não ricardianos, isto é, aqueles indivíduos que não têm acesso aos mercados financeiro e de crédito e por esta razão não dispõem de meios para suavizar seu consumo. Uma redução dos gastos com transferência afetará diretamente o consumo desses indivíduos. Não é por outra razão que o caso wm registra a maior queda do consumo dentre os demais ajustes. A forte queda observada para o consumo agregado responde majoritariamente pela queda observada para o produto, cuja queda só não é mais

[16]Conforme discutido anteriormente, a regra fiscal do caso base também envolve alguma redução do emprego público. Os efeitos descritos neste parágrafo, porém, são pouco relevantes naquele caso, dada a redução relativamente menor do emprego público e a adoção de outras medidas — em particular, a forte queda do investimento público — que geram impactos diferentes e mais relevantes em termos quantitativos.

pronunciada porque se beneficia da desvalorização cambial decorrente do aumento do prêmio de risco.

4.2.3 Ajuste baseado em diferente combinação de instrumentos de receita e despesa

Nas duas subseções acima, foram considerados ajustes alternativos nos quais a autoridade fiscal reage utilizando somente instrumentos pelo lado da receita ou pelo lado da despesa, buscando-se identificar opções de política que teriam levado a melhor desempenho econômico — em termos de menores perda de produto e aumento de inflação — relativamente ao caso base. Nesta subseção, analisamos o caso em que a autoridade fiscal combina estas duas classes de instrumentos.

A observação da Figura 4 sugere que a regra baseada no aumento do imposto sobre a renda do trabalho ("taow") parece dominar não apenas o caso "base", mas também as demais regras baseadas exclusivamente em aumento de receitas, pois gera menor perda de produto e menor inflação no horizonte temporal sob análise, relativamente a todas as demais regras. De forma análoga, a Figura 5 sugere que a regra baseada na redução do emprego público ("Lg") domina o caso "base" e as demais regras baseadas exclusivamente em redução de despesas. Parece razoável, assim, supor que uma regra que combine o aumento do imposto de renda do trabalho e a redução do emprego público possa dominar todas as demais regras consideradas anteriormente, no sentido de gerar menor perda de produto e menor inflação no horizonte analisado.

De fato, é o que se constata. Após serem testadas regras com diferentes combinações dessas duas medidas (aumento do imposto de renda do trabalho e redução do emprego público), identificou-se a combinação que gera o melhor desempenho econômico, com menor perda de produto e menor inflação relativamente a todas as demais regras consideradas anteriormente. A Figura 6 apresenta as FRIs referentes a tal regra ("Lg e taow"), comparando-a com o caso base.

A inflação sobe relativamente menos no ajuste alternativo, tendo em vista que, neste caso, não se verificam os impactos inflacionários adversos ocasionados pelo aumento da alíquota incidente sobre o consumo e pela redução do investimento público. A evolução do PIB, por sua vez, é significativamente mais favorável. Isto ocorre por dois motivos principais. Primeiro, a redução das despesas com o funcionalismo público causa diminuição relativamente menor da demanda doméstica, pois os agentes ricardianos compensam a perda de empregos públicos por meio de maior oferta de trabalho ao setor privado. Isto lhes permite atenuar a perda de renda do trabalho, mantendo nível relativamente elevado de consumo. Segundo, diferentemente do caso base, não há o efeito adverso sobre a produtividade acarretado pela redução do investimento público (que atua, no modelo, como uma externalidade que aumenta a produtividade total de fatores).

4.2.4 Ajuste fiscal "brando" em 2015

Conforme descrito anteriormente, a regra de reação da autoridade fiscal no caso base é ajustada de modo a reproduzir (aproximadamente) as trajetórias observadas, ao longo de 2015, das variáveis fiscais relevantes. Isto equivale a supor que as quedas efetivamente observadas nas despesas com consumo e investimento públicos, bem como o aumento observado das alíquotas de impostos, deveram-se integralmente à regularização das despesas não contabilizadas no passado. Esta é uma hipótese reconhecidamente extrema,

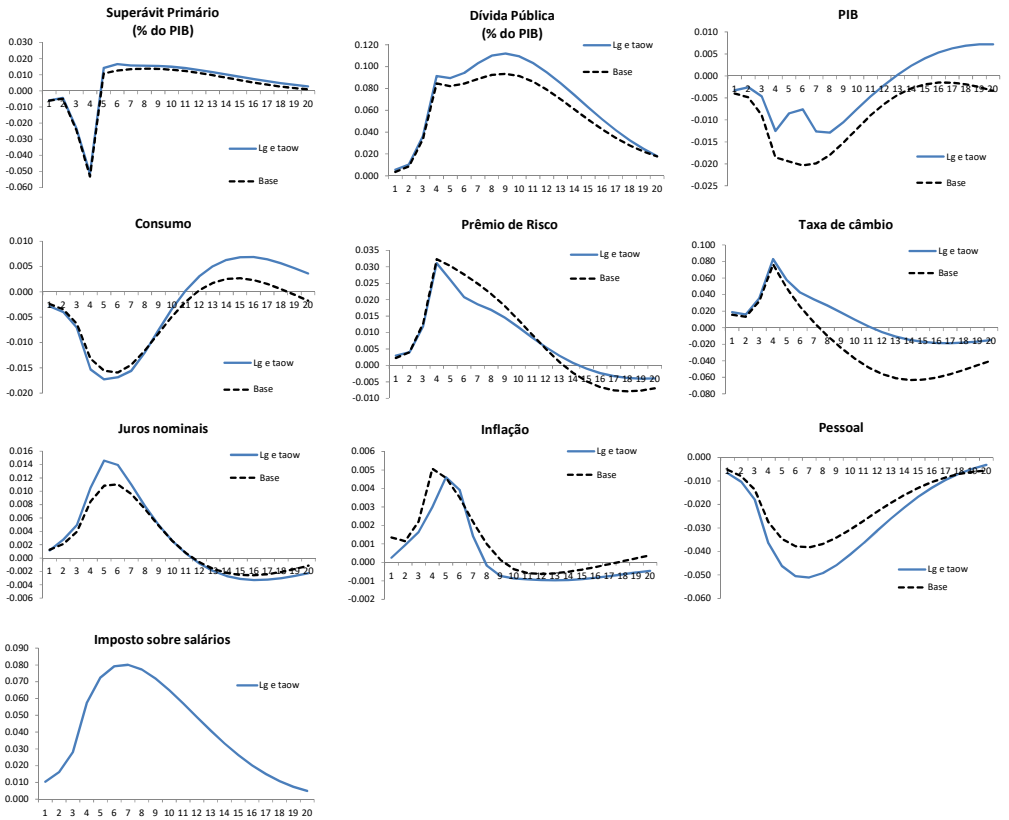


Figura 6. Respostas aos choques fiscais de 2015 — ajuste com combinação diferente despesa/receita (desvios percentuais em relação à trajetória de crescimento balanceado).

que visa apenas prover um benchmark simples para os exercícios de simulação. Nesta subseção, estuda-se o impacto de uma resposta mais "branda" no curto prazo aos choques de regularização de despesas, correspondente à hipótese de que uma menor proporção do ajuste efetivamente observado em 2015 deveu-se a tais choques. Utilizam-se os mesmos instrumentos fiscais do caso base, mas as respectivas regras são ajustadas de modo a reduzir aproximadamente pela metade a magnitude do ajuste fiscal implementado no ano. Este é denominado "ajuste brando" e comparado ao caso base na Figura 7.

Neste caso, os resultados apontam para uma perda de produto ainda maior do que no caso básico, tanto no curto prazo como em prazos mais longos. De fato, ao responder aos choques com menor intensidade no curto prazo, as autoridades fiscais permitem aumento mais forte da dívida pública, o que, de um lado, gera aumento mais pronunciado do risco país no curto prazo, maior inflação e, consequentemente, maior aperto monetário; e, de outro lado, acaba exigindo um aperto fiscal mais forte e duradouro no médio e longo prazos.

4.2.5 Ajuste fiscal postergado em 4 anos

Nas simulações até aqui, considerou-se que a resposta da autoridade fiscal aos choques ocorria instantaneamente. Nesta subseção, investigam-se as consequências da decisão de protelar o início do ajuste por 4 anos, deixando-o para a equipe econômica do governo seguinte. A Tabela 2 compara o desempenho macroeconômico, em termos de perda

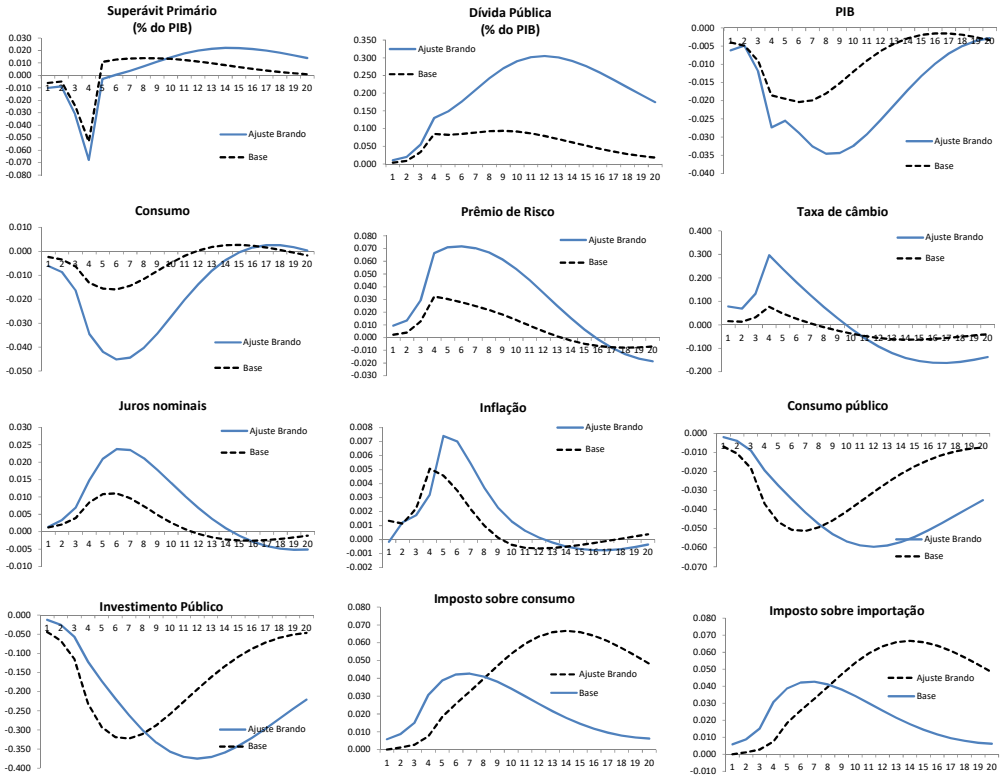


Figura 7. Respostas aos choques fiscais de 2015 — cenário base × "ajuste brando" (desvios percentuais em relação à trajetória de crescimento balanceado).

de produto e aumento de inflação, sob o caso base e sob o "ajuste postergado". Visando comparar de forma adequada estes casos, analisam-se as variações destas variáveis ao longo de um período longo (20 anos), trazidos a valor presente pela taxa de juros do modelo.

Tabela 2. Ajuste imediato × Ajuste postergado: Perda de produto e aumento de inflação – Resultados acumulados em 20 anos (valor presente)

	Ajuste imediato	Ajuste postergado em 4 anos
PIB	−11%	−62%
Inflação	6%	34%

É importante ressaltar que o modelo exige que os instrumentos fiscais reajam, em algum momento, à evolução da dívida pública (passada, corrente ou esperada) para garantir que esta não assuma trajetória explosiva. A fim de obtermos uma estimativa dos custos associados à postergação do ajuste fiscal, analisamos a resposta do modelo aos choques de despesas não contabilizadas sob uma regra fiscal pautada nos mesmos instrumentos utilizados no cenário básico (redução do consumo e do investimento

público e elevação dos impostos sobre consumo e importação), mas que reaja à dívida passada (defasada de 16 períodos, equivalentes a 4 anos), em vez da dívida *futura* esperada. Observa-se que, sob esta regra, a perda de desempenho econômico em termos de maior queda do PIB e aumento da inflação seria substancial.

O "ajuste postergado" pode ser considerado um caso extremo do "ajuste brando" analisado na subseção anterior. Neste sentido, não surpreende que os resultados apontem na mesma direção: ao permitir o maior aumento da dívida no curto prazo, as autoridades propiciam, de um lado, o aumento do prêmio de risco, que leva a forte desvalorização cambial, pressão inflacionária e aperto monetário; e, de outro lado, tornam necessário um ajuste fiscal muito mais duro no médio e longo prazos, com consequências perversa para o produto e a inflação.

4.3 Análise de Robustez: Sensibilidade dos resultados ao efeito da dívida pública no prêmio de risco

Os resultados apresentados na seção anterior sugerem que um dos principais mecanismos por meio dos quais os choques de regularização de despesas não contabilizadas podem ter afetado as variáveis macroeconômicas se refere ao canal do prêmio de risco: a piora do resultado primário e o aumento da dívida pública levam à elevação do prêmio de risco — conforme equação (38) —, o que enseja a desvalorização do câmbio, o aumento da pressão inflacionária e o aumento da taxa de juros pelo BC; o consequente aperto monetário atuaria, então, diretamente na redução dos níveis de consumo privado e de produção, bem como indiretamente, ao reforçar a trajetória de alta da dívida pública por meio da elevação dos gastos com o serviço da dívida.

Parece relevante, assim, verificar a sensibilidade dos resultados obtidos ao valor adotado para o parâmetro ϱ na equação (38), que representa o efeito do endividamento público no prêmio de risco. Na calibração básica, este parâmetro é fixado no valor de 0,3, que se situa entre os coeficientes estimados por Rocha e Moreira (2012), em torno de 0,2, e Ornelas (2017), em torno de 0,7. A Figura 8 compara os resultados do caso base aos resultados de duas calibrações alternativas, nas quais o valor do parâmetro ϱ é fixado em 0 e 0,6, respectivamente. Os valores de todos os demais parâmetros do modelo são mantidos inalterados.

Observa-se que muitas das FRIs analisadas são qualitativamente parecidas, mas quantitativamente muito diferentes nos três casos. Conclui-se, portanto, que os resultados discutidos anteriormente são realmente bastante sensíveis ao valor do parâmetro em questão. Em particular, quanto maior o efeito da dívida sobre o prêmio de risco, maiores são a perda de produto e o aumento da inflação ocasionados pelos choques analisados. Por um lado, esta conclusão reforça a relevância da consideração explícita, feita neste trabalho, do efeito do endividamento público sobre o prêmio de risco, que é pouco comum na literatura DSGE. Por outro lado, dada a incerteza sobre o valor correto deste parâmetro, isto indica que os resultados aqui apresentados devem ser interpretados com a devida cautela. Além disso, fica evidente a necessidade de estudos adicionais visando estimar com a máxima precisão possível o efeito do endividamento público sobre o prêmio de risco.

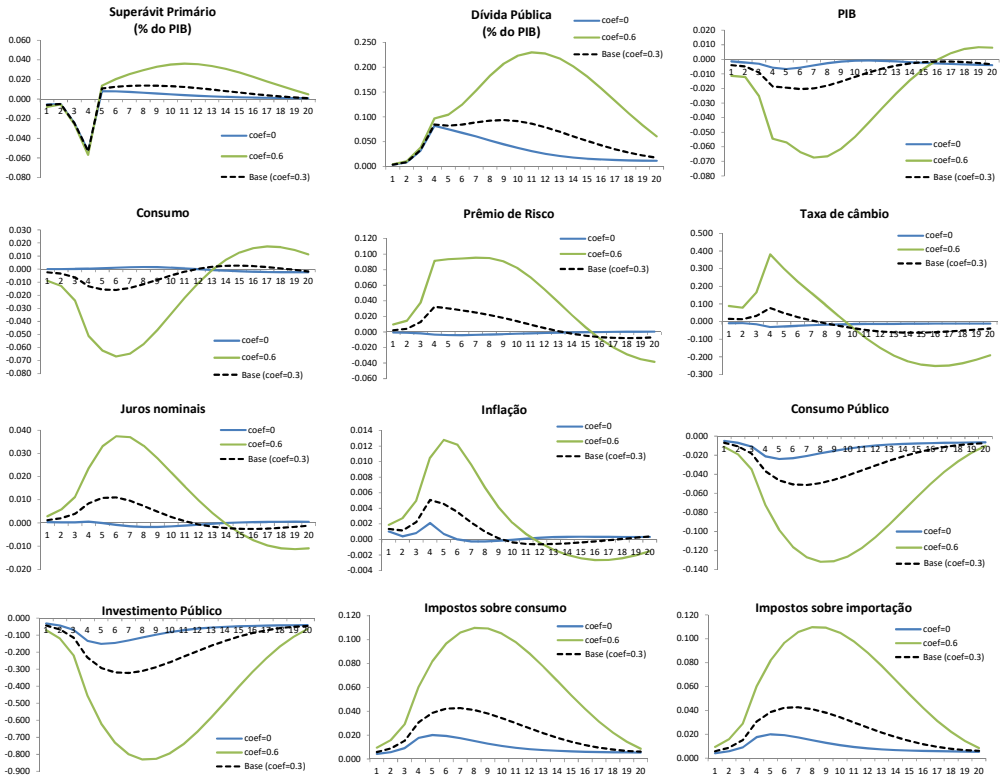


Figura 8. Respostas aos choques fiscais de 2015 — Sensibilidade a diferentes valores do coeficiente da dívida na equação do prêmio de risco (desvios percentuais em relação à trajetória de crescimento balanceado).

5. Conclusões

Este trabalho analisou os impactos macroeconômicos da explicitação e regularização, ao longo de 2015, de despesas públicas não contabilizadas no passado, a partir de um modelo DSGE com setor público detalhado, desenvolvido e calibrado para o Brasil. A gradual explicitação da existência e magnitude desses passivos fiscais, com a consequente piora do resultado primário e elevação da dívida pública, teria configurado uma série de "choques informacionais" para os agentes privados, que teriam aumentado sua percepção de risco em relação à sustentabilidade da dívida e passado a esperar um ajuste fiscal mais profundo do que o antecipado anteriormente, com vistas à estabilização das contas públicas. Diante destas novas condições, e da efetiva implementação de um programa de ajuste fiscal pelas autoridades, os agentes privados teriam sido levados a rever suas decisões relativas a consumo, alocação de tempo, poupança, investimento e produção, gerando efeitos macroeconômicos potencialmente relevantes.

Os principais resultados do trabalho são:

(i) os choques de regularização de despesas públicas não contabilizadas podem ter exercido efeitos significativos sobre a economia brasileira, com queda do produto e aumento da inflação;

(ii) a adoção de um "mix" de instrumentos envolvendo a redução do emprego público e o aumento da tributação sobre a renda teria permitido estabilizar a dívida com

menor perda de produto, relativamente à política efetivamente adotada, baseada na redução de gastos de investimento e consumo público;

(iii) a protelação do ajuste, ou a adoção de um ajuste mais "brando" no curto prazo, teriam gerado deterioração mais significativa dos indicadores fiscais, levando a um ajuste ainda mais custoso em termos de perda de produto e aumento da inflação.

Os efeitos macroeconômicos dos choques de regularização de despesas públicas não contabilizadas atuam, no modelo utilizado, por meio de dois canais de transmissão principais. Primeiro, a política fiscal contracionista requerida para reequilibrar as contas públicas contribui diretamente para a redução da demanda agregada e do nível de atividade, bem como para o aumento dos custos de produção e, por conseguinte, da inflação. Segundo, a deterioração dos indicadores fiscais aumenta a percepção de risco dos agentes privados domésticos e externos em relação à sustentabilidade da dívida pública, levando à elevação do risco país, à desvalorização da taxa de cambio e a ao aumento da inflação. Isto exige um aperto monetário que atua diretamente na redução dos níveis de consumo privado e de produção, bem como indiretamente, ao reforçar a trajetória de alta da dívida pública por meio da elevação dos gastos com o serviço da dívida — aumentando ulteriormente o esforço fiscal requerido para estabilizar as contas públicas.

Algumas ressalvas fazem-se importantes com o objetivo de delimitar o alcance da análise e dos resultados aqui discutidos. Primeiro, o trabalho não investiga o possível impacto positivo que as despesas não contabilizadas possam ter exercido sobre a economia à época de sua realização, por meio do "efeito multiplicador" usual dos gastos públicos; o foco é exclusivamente no impacto da regularização dessas despesas. Segundo, o trabalho pressupõe credibilidade perfeita das autoridades fiscais, não havendo incerteza dos agentes privados quanto ao comprometimento das autoridades ou à sua capacidade de implementar as medidas de ajuste necessárias para estabilizar as contas públicas. Finalmente, os resultados quantitativos obtidos são bastante sensíveis ao valor do parâmetro que capta, no modelo, o efeito do endividamento público sobre o risco país. Por um lado, esta conclusão reforça a relevância da consideração explícita, feita neste trabalho, de dito efeito. Por outro lado, dada a incerteza sobre o valor correto deste parâmetro, isto indica que os resultados aqui apresentados devem ser interpretados com certa cautela.

Referências bibliográficas

Aizenman, J., Jinjarak, Y., & Park, D. (2016). Fundamentals e sovereign risk of emerging markets. *Pacific Economic Review*, *21*(2), 151–177.

Alesina, A. F., & Perotti, R. (1996, May). *Budget deficits and budget institutions* (Working Paper Nº 5556). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w5556

Alesina, A. F., & Perotti, R. (1999). Budget deficits e budget institutions. *In* J. M. Poterba & J. von Hagen (Orgs.), *Fiscal institutions e fiscal performance* (pp. 13–36). NBER. (National Bureau of Economic Research Conference Report)

Arora, V., & Cerisola, M. (2001). How does US monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets? *IMF Staff Papers*, *48*(3), 474–498.

Baxter, M., & King, R. G. (1993). Fiscal policy in general equilibrium. *The American Economic Review*, *83*(3), 315–334. https://www.jstor.org/stable/2117521

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, *12*(3), 383–398.

Carvalho, F. A. d., & Valli, M. (2011, abril). *Fiscal policy in Brazil through the lens of an estimated DSGE model* (Texto para Discussão Nº 240). BCB. https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps240.pdf

Castro, M. R. d., Gouvea, S. N., Minella, A., Santos, R., & Souza-Sobrinho, N. F. (2015). SAMBA: Stochastic analytical model with a Bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, *35*(2), 103–170.

Cavalcanti, M. A. F. H., & Vereda, L. (2011, março). *Propriedades dinamicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil* (Texto para Discussão Nº 1588). Rio de Janeiro: IPEA. http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=9760

Cavalcanti, M. A. F. H., & Vereda, L. (2015). Fiscal policy multipliers in a DSGE model for Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, *35*(2), 197–232.

Cavalcanti, M. A. F. H., Vereda, L., Doctors, F. C., Rebeca de B. e Lima, & Maynard, L. (2018). The macroeconomic effects of monetary policy shocks under fiscal rules constrained by public debt sustainability. *Economic Modelling*, *71*, 184–201. http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2017.12.010

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities e the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, *113*(1), 1–45.

Dailami, M., Masson, P. R., & Padou, J. J. (2005). *Global monetary conditions versus country-specific factors in the determination of emerging market debt spreads* (Policy Research Working Paper Nº WPS3626). Washington, DC: The World Bank.

Dib, A. (2003). An estimated Canadian DSGE model with nominal e real rigidities. *Canadian Journal of Economics*, *36*(4), 949–972.

Dib, A. (2011). Monetary policy in estimated models of small open and closed economies. *Open Economies Review*, *22*(5), 769–796.

Ferreira, A. L. (2010). The determinants of default risk in Brazil. *Applied Economics Letters*, *17*(17), 1703–1708.

Figueiredo, C. G., Lemos, D. C. d. A., & Mello, L. C. d. (2017). *Boletim resultado fiscal estrutural – 2016* (Relatório técnico). Ministerio da Fazenda.

Forni, L., Monteforte, L., & Sessa, L. (2009). The general equilibrium effects of fiscal policy: Estimates for the Euro area. *Journal of Public Economics*, *93*(3), 559–585. http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.09.010

Glomm, G., & Ravikumar, B. (1997). Productive government expenditures e long-run growth. *Journal of Economic Dynamics e Control*, *21*(1), 183–204.

Gobetti, S. W. (2010). Ajuste fiscal nos estados: Uma análise do período 1998–2006. *Revista de Economia Contemporânea*, *14*(1), 113–140.

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

Kennedy, M., & Palerm, A. (2014). Emerging market bond spreads: The role of global e domestic factors from 2002 to 2011. *Journal of International Money e Finance*, *43*, 70–87.

Leeper, E. M., Walker, T. B., & Yang, S.-C. S. (2010). Government investment e fiscal stimulus. *Journal of Monetary Economics*, *57*(8), 1000–1012.

Martinez, L. B., Terceño, A., & Teruel, M. (2013). Sovereign bond spreads determinants in Latin American countries: Before e during the XXI financial crisis. *Emerging Markets Review*, *17*(C), 60–75.

Medina, J. P., & Soto, C. (2007). *The chilean business cycles through the lens of a stochastic general equilibrium model* (Working Paper Nº 457). Central Bank of Chile.

Mendonça, M. J. C. d., Sachsida, A., & Medrano, L. A. (2011). Um modelo econométrico com parâmetros variáveis para a carga tributária bruta brasileira trimestral. *Pesquisa e Planejamento Economico*, *41*(1), 133–162. http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5091

Mereb, J. d. A. G., & Zilberman, E. (2013, agosto). *O programa de aceleração do crescimento acelera o crescimento?* (Texto para Discussão Nº 613). rio de Janeiro: PUC-Rio. http://www.econ.puc-rio.br/uploads/adm/trabalhos/files/td613.pdf

Milesi-Ferretti, G. M. (2004). Good, bad or ugly? On the effects of fiscal rules with creative accounting. *Journal of Public Economics*, *88*(1), 377–394.

Montes, G. C., & Tiberto, B. P. (2012). Macroeconomic environment, country risk e stock market performance: Evidence for Brazil. *Economic modelling*, *29*(5), 1666–1678.

Ornelas, J. R. H. (2017, junho). *Risco, dívida e alavancagem soberana* (Trabalhos para Discussão Nº 457). Brasília, DF: BCB.

Quint, D., & Rabanal, P. (2013, outubro). *Monetary and macroprudential policy in an estimated DSGE model of the Euro area* (IMF Working Papers Nº 2013/209). International Monetary Fund. http://dx.doi.org/10.5089/9781484333693.001

Rocha, K., & Moreira, A. (2012). O impacto da politica fiscal nos spreads dos paises emergentes. *Revista Brasileira de Finanças*, *10*(1), 31–48. https://www.redalyc.org/pdf/3058/305824774002.pdf

Schettini, B. P., Gouvêa, R. R., & Orair, S. W., Rodrigo Octávio e Gobetti. (2011, agosto). *Resultado estrutural e impulso fiscal: Uma aplicação para as administrações públicas no Brasil, 1997–2010* (Texto para Discussão Nº 1650). Brasília, DF: IPEA.

Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of international Economics*, *61*(1), 163–185.

Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro area. *Journal of the European Economic Association*, *1*(5), 1123–1175.

Stähler, N., & Thomas, C. (2012). FiMod: A DSGE model for fiscal policy simulations. *Economic Modelling*, *29*(2), 239–261.

STN – Secretaria do Tesouro Nacional. (2015, dezembro). *Resultado do Tesouro Nacional* (Vol. 21) (Nº 12). Brasília, DF: Tesouro Nacional. http://www.tesouro.fazenda.gov.br/documents/10180/246449/Nimdez2015.pdf/e58e77ea-4764-4647-8d39-552b8ad06314

Teixeira, M. F., Klotzle, M. C., & Ness, W. L. (2008). Determinant factors of Brazilian country risk: An empirical analysis of specific country risk. *Brazilian Review of Finance*, *6*(1), 49–67.

Apêndice.

Este apêndice apresenta a parametrização básica utilizada nos exercícios de simulação (Tabela A-1) e as razões entre os principais agregados macroeconômicos que decorrem desta escolha (Tabela A-2). A parametrização está em conformidade com a literatura relevante e faz as razões citadas corresponderem (aproximadamente) aos valores observados nos dados brasileiros.

Tabela A-1. Valores calibrados para os parâmetros do modelo.

Parâmetro	Descrição	Valor
ζ_c	Tamanho da população de indivíduos não ricardianos que trabalham	0,40
ζ_a	Tamanho da população de indivíduos não ricardianos que não trabalham	0,26
σ_C	Valor absoluto da elasticidade da utilidade marginal do consumo com relação ao consumo	1,2
σ_L	Elasticidade da desutilidade marginal do trabalho com relação ao trabalho	2,0
β	Fator de desconto intertemporal	0,9875
θ	Sensibilidade do prêmio de risco com relação à razão dívida/produto	0,5
ϱ	Sensibilidade do prêmio de risco com relação à razão dívida/produto	0,3
δ	Taxa de depreciação do estoque de capital privado	0,02
$\tilde{\delta}$	Taxa de depreciação do estoque de capital público	0,02
h	Medida do grau de formação de hábito dos indivíduos	0,65
$\nu = \left(\frac{\partial^2 S}{\partial(\arg S)^2}\Big\|_{SS} \right)^{-1}$	Medida da convexidade da função que cria um custo de ajustamento para o estoque de capital	0,15
$\frac{d^2\Psi}{d(z_t^l)^2}\Big\|_{SS} \Big/ \frac{d\Psi}{dz_t^l}\Big\|_{SS}$	Parâmetro que caracteriza a função Ψ, que impõe um custo par economia quando a taxa de utilização do capital privado se desvia no seu nível de equilíbrio estacionário($\bar{z}^l = 1$)	5,92
α_P^T	Proporção de empresas do setor de produção de bens *tradables* que não podem escolher preços ótimos a cada período	0,5
γ_P^T	Grau de indexação dos preços dos bens fabricados no setor de produção de bens *tradables*	0,47
α_P^{NT}	Proporção de empresas do setor de produção de bens *non-tradables* que não podem escolher preços ótimos a cada período	0,5
γ_P^{NT}	Grau de indexação dos preços dos bens fabricados no setor de produção de bens *non-tradables*	0,47

(*continua na próxima página*)

Tabela A-1. (*continuação*)

Parâmetro	Descrição	Valor
α_W	Proporção de indivíduos ricardianos que não podem escolher preços ótimos a cada período	0,6
γ_W	Grau de indexação dos salários cobrados pelos ricardianos	0,7
η_K^T	Expoente do capital na função de produção Cobb–Douglas utilizada pelas firmas produtoras de bens intermediários *tradables*	0,41
η_L^T	Expoente do trabalho na função de produção Cobb–Douglas utilizada pelas firmas produtoras de bens intermediários *tradables*	0,34
η_K^{NT}	Expoente do capital na função de produção Cobb-Douglas utilizada pelas firmas produtoras de bens intermediários *non-tradables*	0,3
η_L^{NT}	Expoente do trabalho na função de produção Cobb–Douglas utilizada pelas firmas produtoras de bens intermediários *non-tradables*	0,61
μ_w	Parâmetro que controla o grau de substituição entre os trabalhos ofertados por diferentes indivíduos ricardianos	0,32
η_g	Sensibilidade da produtividade das empresas produtoras de bens intermediários com relação ao estoque de capital público disponível	0,08
a	Parâmetro que controla o grau de substituição entre os trabalhos ofertados pelos indivíduos ricardianos e não ricardianos	50,0
γ	Parâmetro que mede a importância dos bens *tradables* na função de produção utilizada pelas firmas produtoras do bem final	0,4
η	Parâmetro que controla o grau de substituição entre bens *tradables* e *non-tradables* na fabricação do bem final	–4,0
φ	Parâmetro que mede a importância do trabalho do tipo ricardiano na cesta de trabalho utilizada pelas firmas produtoras de bens intermediários	0,7
μ_T	Parâmetro que controla o grau de substituição entre os diferentes tipos de bens *tradables* na produção do agregado de bens *tradables*	0,045

(*continua na próxima página*)

Tabela A-1. (*continuação*)

Parâmetro	Descrição	Valor
μ_{NT}	Parâmetro que controla o grau de substituição entre os diferentes tipos de bens *non-tradables* na produção do agregado de bens *non-tradables*	0,09
τ^*	Sensibilidade da demanda externa pelo agregado de bens tradables produzidos na economia doméstica com relação ao seu preço relativo	10,0
ρ_X	Persistência dos instrumentos de política fiscal	0,89
ϕ_R	Parâmetro de suavização da taxa de juros na regra monetária	0,9
ϕ_π	Parâmetro da rega monetária associado à inflação esperada	15
ϕ_y	Parâmetro da regra monetária associado ao hiato do produto esperado	0,1
g	Taxa bruta de crescimento no equilíbrio estacionário	1,005

Tabela A-2. Razões entre agregados macroeconômicos na trajetória de crescimento balanceado.

Razão	Descrição	Valor
$(\bar{C}+\bar{G})\Big/\overline{PIB}$	Razão entre o consumo agregado e o PIB	0,82
$\bar{C}\Big/\overline{PIB}$	Razão entre o consumo privado total e o PIB	0,62
$\bar{C}^l\Big/\overline{PIB}$	Razão entre o consumo total dos indivíduos ricardianos e o PIB	0,35
$\zeta\bar{C}^c\Big/\overline{PIB}$	Razão entre o consumo total dos indivíduos não ricardianos e o PIB	0,27
$\left(\bar{G}+\bar{w}^g\bar{L}^g\right)\Big/\overline{PIB}$	Razão entre o consumo total do governo e o PIB	0,20
$\bar{G}\Big/\overline{PIB}$	Razão entre o consumo de B+S do governo e o PIB	0,07
$\bar{w}^g\bar{L}^g\Big/\overline{PIB}$	Razão entre o consumo do governo em salários e o PIB	0,13
$\bar{I}\Big/\overline{PIB}$	Razão entre o investimento total e o PIB	0,18
$\bar{I}^l\Big/\overline{PIB}$	Razão entre o investimento privado e o PIB	0,16

(*continua na próxima página*)

Tabela A-2. (*continuação*)

Razão	Descrição	Valor
$\bar{I}^g \Big/ \overline{PIB}$	Razão entre o investimento público e o PIB	0,02
$\left(\bar{Y} + \bar{w}^g \bar{L}^g\right) \Big/ \overline{PIB}$	Razão entre a absorção doméstica e o PIB	1,00
$\bar{\tilde{p}}_T \bar{Y}_T^* \Big/ \overline{PIB}$	Razão entre exportações e PIB	0,10
$\bar{p}_T^{\times} \bar{Q} \Big/ \overline{PIB}$	Razão entre importações e PIB	0,10
$\left(\bar{w}\bar{L} + \bar{w}^g \bar{L}^g\right) \Big/ \overline{PIB}$	Renda do trabalho como proporção do PIB	0,53
$\bar{w}\bar{L} \Big/ \overline{PIB}$	Renda do trabalho fornecido para o setor privado como proporção do PIB	0,40
$\bar{w}^g \bar{L}^g \Big/ \overline{PIB}$	Renda do trabalho fornecido para o setor público como proporção do PIB	0,13
$\bar{w}^c \bar{L}^c \Big/ \overline{PIB}$	Renda do trabalho fornecido pelos indivíduos não ricardianos como proporção do PIB	0,14
$\left(\bar{w}^l \bar{L}^l + \bar{w}^g \bar{L}^g\right) \Big/ \overline{PIB}$	Renda do trabalho fornecido pelos indivíduos ricardianos como proporção do PIB	0,39
$\left(\frac{\bar{Y}}{1+\bar{\tau}^c} - \bar{w}\bar{L} + \overline{BC}\right) \Big/ \overline{PIB}$	Renda do capital como proporção do PIB	0,29
$\frac{\bar{\tau}^c}{1+\bar{\tau}^c}\left(\bar{C} + \bar{G}\right) + \frac{\bar{\tau}^{\times}}{1+\bar{\tau}^{c,*}} \bar{e}^r \bar{\tilde{p}}_T^* \bar{Q}$	Impostos sobre o produto como proporção do PIB	0,16
$\zeta \bar{w}^m \Big/ \overline{PIB}$	Transferências recebidas pelos indivíduos não ricardianos como proporção do PIB	0,16
$\bar{\tau}_w\left(\bar{w}\bar{L} + \bar{w}^c \bar{L}^c\right) \Big/ \overline{PIB}$	Tributação sobre a renda do trabalho como proporção do PIB	0,11
$\bar{\tau}^k\left(\frac{\bar{Y}}{1+\bar{\tau}^c} - \bar{w}\bar{L} + \overline{BC}\right) \Big/ \overline{PIB}$	Tributação sobre a renda do capital como proporção do PIB	0,07
$\bar{T} \Big/ \overline{PIB}$	Tributos lump-sum como proporção do PIB	0,06
$\bar{Y}^T \Big/ \bar{Y}^{NT}$	Razão entre a produção de bens *tradables* e *non-tradables*	0,51
$\bar{K} \Big/ \overline{PIB}$	Estoque de capital total como proporção do PIB	1,81

rbe
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190024
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

O Investimento na Indústria Antes de 1930: Uma Análise Empírica Com Registros de Empresas da Junta Comercial do Estado de São Paulo, 1911–1920*

Michel Deliberali Marson†

Sumário

1. Introdução 529
2. O investimento na indústria no Brasil antes de 1929: a controvérsia da historiografia 532
3. Fontes e metodologia de construção do banco de dados 537
4. A evolução dos registros de empresas no Brasil 538
5. Estratégia empírica e modelo de investimento na indústria 540
6. Análise dos resultados 545
7. Conclusões 551
Apêndice. 555

Palavras-chave
Investimento, indústria, empresas, São Paulo

JEL Codes
N66, N86, N96

Resumo · Abstract

This paper aims to prepare a new database for industrial investment, with records contracts at the São Paulo Trade Board between 1911 and 1920, and identify if there was a structural break in industrial investment during the 1910s, period of the World War I, and the main economic variables that explain the industrial investment. The results indicate that the industrial investment was positively related to exports, machine imports and bank credit in lagged period.

ou a constituição de empresas na indústria, estava relacionado positivamente com as exportações, importações de máquinas e o crédito bancário, em períodos defasados.

1. Introdução

O investimento industrial em um país como o Brasil, entre o final do século XIX e início do XX, pode ser considerado uma atitude transformadora em vários aspectos. Esse investimento ocorreu em uma economia que tinha como principal objetivo a exportação de produtos primários. Compreender os mecanismos que resultaram no investimento industrial nesse ambiente econômico é fundamental para entender as características específicas do desenvolvimento econômico do país.

*Este trabalho é o resultado parcial de pesquisa de pós-doutorado na Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (FGV-EESP). O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior — Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001 — pelo PNPD/CAPES. Agradeço aos comentários e sugestões dos participantes do Seminário da EESP/FGV, em São Paulo; do 5º Workshop de História Econômica no Insper, em São Paulo; do 38º Encontro da Associação Portuguesa de História Econômica e Social, em Lisboa, em 2018; dos Seminários Acadêmicos da FEARP-USP, em Ribeirão Preto; e do 47º Encontro Nacional de Economia, em São Paulo, em 2019; e também aos pareceristas da revista.

†Universidade Federal de Alfenas, Instituto de Ciências Sociais Aplicadas. Avenida Celina Ferreira Ottoni 4.000, Varginha, Minas Gerais, MG, CEP 37048-395, Brasil. 0000-0001-8108-2914

michelmarson@yahoo.com.br

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

Recebido em 26 de junho de 2018
Aceitação final em 20 de julho de 2019

O Brasil apresentou um significativo crescimento industrial entre o final do século XIX e início do século XX. O destaque desse crescimento foi o estado de São Paulo que se tornou no maior produtor industrial do Brasil em 1920, ultrapassando o Rio de Janeiro, e já apresentava o maior parque industrial da América Latina em 1940 (Dean, 1971; Fishlow, 1972; Cano, 1975; Villela & Suzigan, 1975; Silva, 1976; Versiani & Versiani, 1977; Stein, 1979; Suzigan, 2000).

O crescimento industrial de São Paulo teve origem na economia agrária exportadora de café e na ampliação do mercado interno, com o aumento da população imigrante europeia no final do século XIX. O comércio importador e exportador de São Paulo foi favorecido pelas mudanças de custo e ampliação do transporte marítimo e ferroviário e melhorias nas condições de comunicação, impulsionado pela ampliação do mercado mundial para o café.

A principal questão de discordância na literatura sobre o investimento industrial no Brasil antes da década de 1930 é sua relação com o setor exportador.[1] Alguns autores como Simonsen (1973), Prado (1974), Luz (1978) e Baer (1988) identificaram que o investimento industrial estava relacionado ao aumento nos preços relativos dos produtos industriais importados, que potencialmente aumentavam os lucros dos produtores industriais nacionais. Esse aumento no investimento ocorria em períodos de crise no comércio exterior, com diminuição das exportações e importações, geralmente impulsionada por um "choque adverso", como períodos de guerras e depressões, que diminuía a receita de exportações, resultando em déficit na balança comercial e posterior depreciação cambial. A depreciação cambial aumentava os preços relativos dos produtos importados resultando em um estímulo para a produção e investimento interno.

Outros autores, como Dean (1971), Stein (1979), Leff (1991), Pelaéz (1979), Furtado (2000), Villela e Suzigan (1975), Cano (1975), Mello (1991), Silva (1976) e Suzigan (2000), por outro lado, identificaram relação positiva entre o investimento industrial e as exportações até a crise de 1929.[2] No geral esses autores explicaram o aumento do investimento industrial com o aumento das receitas de exportações, principalmente do café, que gerava renda para a economia e impulsionava o investimento. Como ocorreu uma tendência do preço do café influenciar a taxa de câmbio, quando o preço do café estava alto no mercado internacional, períodos com aumento nas receitas de exportações, também promovia uma valorização da taxa de câmbio que barateava as importações, principalmente de matérias primas e máquinas e equipamentos para o investimento industrial. Assim, haveria estímulo para o investimento industrial pela renda gerada pelas exportações e ao mesmo tempo pela diminuição dos preços relativos de insumos e equipamentos.

[1] Para uma resenha sobre o assunto ver Saes (1989) e Suzigan (2000, cap.1).

[2] Há diferenças significativas entres esses autores, mas todos indicam uma relação positiva entre investimento industrial e as exportações até a crise de 1929. Dean, por exemplo, estende essa relação além desse período. Furtado, pela sua proximidade com o pensamento da CEPAL que cunhou o termo "choques adversos", é erroneamente classificado dentro dessa corrente. No entanto, antes da crise de 1929 também identificou relação positiva do crescimento industrial com o setor externo. Cano e Silva apesar de relatarem a importância do setor exportador para a o desenvolvimento da indústria ao longo do século XIX e início do século XX argumentaram que o choque adverso da Primeira Guerra Mundial estimulou investimentos na indústria paulista. Essas diferenças serão discutidas na seção 2 tendo como foco a questão do investimento industrial.

Uma posição intermediária entre a teoria dos choques adversos e a industrialização impulsionada pelas exportações para o período da Primeira Guerra Mundial foi proposta por Fishlow (1972) e Versiani e Versiani (1977). Resumidamente esses autores afirmaram que a Primeira Guerra criou barreiras para as importações, promovendo condições favoráveis de procura e lucratividade para todos os tipos de empresas, apesar de efeitos desfavoráveis para o investimento industrial. Com o fim do conflito e a volta de uma conjuntura competitiva, apenas as firmas mais eficientes permaneceram na produção dessa indústria.

Outros autores ainda, como Versiani (1980), Cardoso (1981), identificaram uma relação complexa entre o investimento industrial e o setor exportador. Para Versiani (1980) o investimento industrial no setor têxtil estava relacionado à instabilidade do câmbio e efeitos protecionistas das tarifas. A instabilidade cambial, que refletia o comportamento do preço do café e da política monetária, incentivou o comerciante importador a diversificar seus investimentos para a produção interna, que com a proteção tarifária direcionou o capital para as fábricas nacionais. Em períodos de valorização cambial, que coincidia com preços elevados do café e receitas de exportações, as tarifas compensavam os preços dos produtos importados baratos e favoreciam a importação de máquinas, já que essas não eram tributadas. Para Cardoso (1981) o investimento industrial depende da diferença entre a taxa de lucro e a taxa de juros da economia. Em um período de choque adverso, a queda das receitas de exportações resultará em depreciação cambial que pode estimular o investimento caso o efeito dessa desvalorização for maior para a queda de salários relativos (aumentando o lucro) do que o aumento na taxa de juros. Após a elaboração de um modelo formal para o investimento industrial, Cardoso (1981) estimou que as receitas de exportações apresentaram comportamento ambíguo nos seus resultados.

Dentro da perspectiva geral da literatura sobre o investimento industrial no Brasil antes de 1930, identificamos contribuições diversas sobre seus fatores relacionados. A segunda seção apresentará detalhadamente essas diferenças.

O objetivo do trabalho é construir uma nova série de dados para o investimento industrial, com registros de contratos de empresas na Junta Comercial de São Paulo entre 1911 e 1920, para identificar se houve mudança estrutural no investimento ao longo dos anos 1910, período no qual a economia pode ter sentido os efeitos da Primeira Guerra Mundial, e as principais relações do investimento industrial com variáveis econômicas e de política econômica que ainda estão sem respostas na literatura específica.

A contribuição do trabalho, nesse sentido, é lançar luz sobre questões ainda não conclusivas na literatura como, por exemplo, os efeitos da Primeira Guerra Mundial no investimento industrial, a relação desse investimento industrial e o setor exportador e outras variáveis econômicas e de política econômica, além de identificar as origens e os mecanismos de ampliação desse capital industrial, por meio de uma nova base de dados com fontes primárias originais para o investimento industrial paulista na década de 1910.

Além da introdução, o artigo está dividido em mais sete seções. A próxima seção analisa as interpretações sobre o investimento na indústria do Brasil antes de 1929. A terceira, quarta e quinta seções apresentam as fontes, metodologia e a estratégia empírica do artigo. A sexta seção apresenta os resultados e a contribuição empírica para

a historiografia econômica da industrialização. A sétima seção apresenta as principais conclusões do artigo.

2. O investimento na indústria no Brasil antes de 1929: a controvérsia da historiografia

O objetivo dessa seção é relatar a controvérsia da literatura específica sobre a industrialização no Brasil, tendo como tema central a questão do investimento antes de 1929. Como já apontado, a origem da controvérsia é o papel do setor externo da economia na industrialização do Brasil. Alguns autores, classificados como corrente da "teoria dos choques adversos", entendem o desenvolvimento industrial no Brasil como concorrente ao setor externo, às exportações de produtos primários. Assim, o crescimento industrial estaria relacionado com a crise no setor exportador, decorrente de choques externos, como guerras e depressões econômicas. Outros autores, por outro lado, corrente conhecida como "teria da industrialização induzida pelas exportações", entendem o desenvolvimento industrial diretamente relacionado à atividade de exportação. Apesar da aparente posição dicotômica, há pontos específicos divergentes entre os próprios autores dentro de cada corrente. Abaixo exporemos essas divergências, atentando não apenas para o tema industrialização, mas também para a questão do investimento industrial.

No trabalho de Roberto Simonsen (1973) os fatores econômicos mais importantes para o desenvolvimento industrial eram o aumento da tarifa alfandegária e a desvalorização da taxa de câmbio. Para Simonsen a indústria surgiu quando as exportações agrícolas deixaram de propiciar poder aquisitivo externo para pagar os produtos industriais importados necessários para a população. As exportações perderam poder aquisitivo para adquirir os produtos importados porque a taxa de câmbio sofreu depreciação contínua e a população cresceu sem os meios de pagamentos necessários para aquisição desses produtos importados. Apesar de afirmar a importância da proteção tarifária, ressaltou que os fatores mais importantes para o crescimento industrial foram a desvalorização cambial o e rápido crescimento populacional (Simonsen, 1973, pp.20–23).[3]

Caio Prado Jr. (1974) também apresentou interpretação na direção de que a evolução do setor externo foi concorrente ao desenvolvimento industrial.[4] Para o autor a indústria era totalmente dependente de um fator exógeno a ela, ou seja, o comércio exterior e o balanço das contas externas do país. Havia uma relação inversa entre situação externa e desenvolvimento industrial: uma conjuntura externa favorável refletia duramente na indústria e uma conjuntura externa desfavorável, como a Primeira Guerra, refletia em desenvolvimento industrial (Prado, 1974, p.266).

[3] Assim, o desenvolvimento industrial ocorreu inversamente ao setor externo por causa da desvalorização da taxa de câmbio, que diminuiu o poder aquisitivo para a compra de bens industriais no exterior, animando o investimento industrial interno. Em algumas passagens Simonsen afirma a importância da cultura cafeeira para o desenvolvimento da indústria, contrariando seu raciocínio geral. Por exemplo, a política tarifária protecionista e a prosperidade da cultura do café teriam contribuído para a eclosão do primeiro surto industrial (Simonsen, 1973, pp. 14 e 20). Os lucros da lavoura resultaram em um ambiente favorável para o surto industrial em São Paulo (Simonsen, 1973, p.25).

[4] Mas sobre o desenvolvimento industrial de São Paulo também fala da importância da lavoura de café, que trouxe riqueza e população (Prado, 1974, pp.260–261).

Nícia Vilela Luz (1978) ressaltou a emissão da moeda como fator importante para a industrialização no Brasil, juntamente com a desvalorização cambial e as altas tarifas. Para a autora, o plano de valorização do café e a criação da Caixa de Conversão em 1906 atenderam aos interesses dos cafeicultores e dos industriais. A Caixa de Conversão estabilizou a taxa de câmbio em um patamar de desvalorização e ao mesmo tempo criou um mecanismo onde os recursos externos eram convertidos em emissões de moeda interna, que favoreceu ao investimento industrial entre 1906 e 1913 (Luz, 1978, pp. 150 e 191). A autora narrou os efeitos positivos no investimento industrial no período de guerra, dado que a guerra firmou as fábricas existentes e impulsionou novas fábricas para suprirem a queda ou a interrupção das importações no período (Luz, 1978, p.152).

Werner Baer (1988, cap.2) foi quem mais bem sistematizou a interpretação da "teoria dos choques adversos". Para Baer a indústria surgiu no Brasil no final do século XIX em consequência da interrupção de importações (suprimentos do além-mar) e a Primeira Guerra e a Grande Depressão dos anos 1930 promoveram um impacto poderoso para estabelecer uma base industrial duradoura.[5] Assim, os surtos de industrialização foram causados pelos choques do setor externo, com diminuição ou interrupção de suprimentos importados, em virtude de menor disponibilidade de divisas, com a retração de mercados internacionais para produtos de exportação do país (Baer, 1988, pp. 9, 11–12). No início da República os fatores econômicos responsáveis pela substituição de importações de produtos industriais foram a proteção tarifária, a assistência financeira governamental e também a desvalorização cambial (Baer, 1988, p.11).

As principais críticas à "teoria dos choques adversos" foram feitas pela corrente conhecida como "industrialização liderada pelas exportações", onde Warren Dean (1971) é o seu principal autor, que contrariando os trabalhos anteriores afirmou que o comércio do café gerou a indústria, sendo as exportações de café a base para o crescimento industrial, gerando a procura para os produtos industriais e também custeando despesas de infraestrutura, já que as estradas de ferro, portos, companhias elétricas e mão de obra imigrante, que foram essenciais para a industrialização de São Paulo, tiveram influência da cafeicultura. Assim, a causa da industrialização de São Paulo foi o progresso da região proporcionado pelas exportações de café nas décadas de 1880 e 1890 (Dean, 1971, pp. 9, 14–15). Em períodos de baixo comércio e de preços do café em queda (1892, 1895 e 1902–1906) os resultados da indústria foram ruins. O parque industrial cresceu rapidamente quando o preço do café estava em alta, de 1907 a 1913 (Dean, 1971, p.94). A primeira crítica de Dean foi com relação a necessidade de queda da importação no início da industrialização. Para ele, nos estágios iniciais isso não será importante porque as indústrias produziam produtos com relação peso e custo alta, os quais custavam menos produzir localmente com técnicas rudimentares do que comprar da Europa. Outra questão divergente dos autores anteriores foi o comportamento da taxa de câmbio. Para Dean a desvalorização cambial aumentava o custo de produção, com o encarecimento em moeda nacional da maquinaria e matérias primas importadas (Dean, 1971, pp. 15–16 e 19).

[5]Entretanto, Baer afirmou a importância do setor exportador em expansão para financiamento de parte do capital industrial (Baer, 1988). Interessante que Baer (1988) voltará atrás de suas afirmações do capítulo 2 do livro no capítulo 12, escrito em conjunto com Annibal Villela (ver Baer, 1988, cap.12).

Stanley Stein (1979) também mostrou a importância das exportações de café para o investimento industrial. Apesar de achar provável que a expansão cafeeira tenha retardado o crescimento industrial, ou seja, a produção industrial, ela teve o aspecto positivo de acelerar a formação de capital para investimento, uma vez que estimulou a imigração, as estradas de ferro, a urbanização, criando novos mercados em São Paulo, ou seja, novas oportunidades de investimentos (Stein, 1979, pp.107–108).

Outros autores que mostraram a importância das exportações para o investimento industrial foram Annibal Villela e Wilson Suzigan (1975). Esses autores enfatizaram como variáveis importantes para o investimento industrial as exportações, principalmente de café, e a valorização cambial. A taxa de câmbio explicava a tendência de longo prazo na formação de capital e a produção industrial do Brasil até 1945, mas o investimento industrial e o aumento da produção industrial ocorreram em períodos diferentes porque o câmbio valorizado favorecia o aumento do investimento, dado que as importações de bens de capital ficavam mais baratas relativamente, mas prejudicava a produção interna, com o aumento da concorrência de produtos importados mais baratos. Assim, em períodos favoráveis para a produção industrial a taxa de câmbio estava desvalorizada (Villela & Suzigan, 1975, pp. 63 e 65).

Carlos Manuel Pelaéz (1979) também afirmou que em períodos de crescimento do comércio exterior, ou seja, períodos extrovertidos, a renda real per capita, a formação de capital, a indústria nacional e a difusão internacional de tecnologia foram favorecidos, enquanto que em períodos introvertidos, ou seja, quando um choque adverso obrigou a economia brasileira a se voltar para dentro, a renda per capita diminuiu, a formação de capacidade industrial foi prejudicada e interrompeu a transferência tecnológica (Pelaéz, 1979, p.180).

Nathaniel Leff (1991) também afirmou que a industrialização e o comércio externo se reforçavam mutuamente. O comércio exterior influenciou a industrialização fornecendo insumos complementares importados, as exportações induziram o crescimento da infraestrutura, estradas de ferro, e a renda gerada pelo setor exportador estimulou um mercado interno que impulsionou o crescimento industrial, ou seja, o desenvolvimento industrial inicial do Brasil ocorreu no mesmo tempo e espaço geográfico da expansão das exportações de café (Leff, 1991, pp.202–203). Além da importância do comércio exterior para o desenvolvimento industrial, Leff (1991) notou outros determinantes do crescimento industrial do Brasil, como a proteção tarifária, um mercado interno para produtos industriais, a política monetária ou a disponibilidade de crédito e a oferta de produtos importados de matérias-primas e intermediários (Leff, 1991, pp.197–202).

Celso Furtado (2000) também relatou a interdependência plena do comércio exterior com o desenvolvimento das atividades internas (entre elas a indústria) até a Primeira Guerra Mundial e de forma amenizada até fins dos anos 1930 (Furtado, 2000, pp.245–246). O Brasil respondia por três quartos da oferta mundial de café no final do século XIX. Dessa forma, um desequilíbrio externo, com oscilação do preço do café no mercado internacional impactava na desvalorização na taxa de câmbio, encarecendo os produtos importados. Esse processo de correção do desequilíbrio externo via taxa de câmbio resultava em transferência de renda dos que pagam as importações (mais caras para toda a sociedade com a desvalorização) para os exportadores (que com a desvalorização detinham mais renda em moeda nacional, com a mesma quantidade

exportada). A parte da sociedade mais afetada pela desvalorização cambial foi a população urbana, que consumia grande quantidade de produtos importados. Assim, o grupo dos exportadores (de café, principalmente), interessados em uma política de depreciação cambial, enfrentou a resistência de novos grupos, como a classe média urbana, os produtos agrícolas ligados ao mercado interno, as empresas estrangeiras que exploravam serviços públicos e o nascente grupo de industriais. Assim, para Furtado, os industriais estavam mais interessados em uma política de apreciação cambial, por tornar os equipamentos importados mais baratos e facilitar o investimento e o aumento da capacidade produtiva do que a proteção adicional resultante de uma depreciação cambial (Furtado, 2000, pp. 192, 167–169, 173, 176–177).

Wilson Cano (1975) explicou o desenvolvimento da indústria paulista na economia primário-exportadora por meio do "complexo cafeeiro capitalista paulista". Para Cano, a atividade principal e predominante, o café, integrava outros componentes, como a agricultura produtora de alimentos e matérias-primas, a atividade industrial, a implantação e desenvolvimento de ferrovias, a expansão do sistema bancário, a atividade do comércio de exportação e importação, as atividades criadoras de infraestrutura e atividades do Estado. Dessa forma, o capital cafeeiro vai adquirindo outras formas, como o bancário, industrial, comercial e outros (Cano, 1975, pp. 9 e 68).

Sérgio Silva (1976) também mostrou que o capital cafeeiro apresentava-se como capital agrário, industrial, bancário e comercial. Entretanto, ao mesmo tempo que a economia exportadora do café promoveu o nascimento da indústria, impôs limites ao seu desenvolvimento pela importância da economia do café na acumulação de capital (Silva, 1976, pp. 59–60, 103).

A interpretação de João Manuel Cardoso de Mello (1991) também relacionou o crescimento industrial com a acumulação de capital no setor agrícola exportador, ou seja, foi a economia capitalista exportadora que promoveu as condições ao capital industrial, criando uma economia monetária com o trabalho assalariado e um mercado interno consumidor (Mello, 1991, p.99). Essa relação do setor exportador com a indústria era contraditória. Na etapa de expansão dos preços de café, apesar de deslocamento de capital para a indústria, o aumento da capacidade para importar promoveu aumento da concorrência industrial e diminuição da sua proteção. Na etapa declinante do ciclo dos preços de café, a indústria inicialmente é negativamente afetada, mas a queda da capacidade para importar promove a recuperação da indústria com aumento da utilização da capacidade ociosa (Mello, 1991, pp.106–108).

Uma posição intermediária entre a teoria dos choques adversos e a industrialização liderada pelas exportações para o período da Primeira Guerra Mundial foi elaborada por Albert Fishlow (1972). Para ele, a redução da oferta industrial externa no período da guerra, caracterizou o período de segunda fase[6] da industrialização por substituição de importações, com influência desfavorável para o investimento industrial ou a importação de bens de capitais e intermediários e, favorável para a produção industrial e a geração de lucros, que seriam utilizados para a compra de equipamentos após a guerra (Fishlow, 1972, pp. 12, 18–19). Na primeira fase do processo de industrialização por substituição de importações, no final na última década do século XIX e início do século XX, Fishlow apontou como variáveis importantes para o investimento industrial o aumento da oferta

[6]A primeira fase foi entre 1895–1899, como consequência da expansão financeira e sem proteção tarifária.

de moeda ou do crédito e a desvalorização da taxa de câmbio, dando pouca importância para as tarifas alfandegárias (Fishlow, 1972, pp. 12, 15–16).

Outros autores que seguiram na mesma linha de Fishlow (1972) foram Versiani e Versiani (1977), que argumentaram que a Primeira Guerra pode ter sido a salvação para muitos produtores da indústria têxtil, já que o período anterior à guerra foi de recessão, colocando em dúvida o argumento da corrente da industrialização liderada pelas exportações de que a guerra interrompeu o crescimento industrial anterior. No período anterior ao conflito, o investimento na indústria têxtil cresceu aparentemente em uma fase de crise de demanda. A Primeira Guerra criou as condições favoráveis de procura para todas as firmas têxteis, independente se possuíam equipamentos com tecnologia nova ou obsoleta, já que situação gerada pela guerra tornava ambas lucrativas. Com o fim do conflito e a volta de uma conjuntura competitiva, apenas as firmas mais eficientes permaneceram na produção. Os lucros gerados durante a guerra foram investidos no período posterior (Versiani & Versiani, 1977, pp.138–140). Os autores relatam que a evolução da indústria têxtil caracterizou-se pela sucessão de fases complementares, mas opostas de aumento da produção e aumento da capacidade produtiva, sendo o período da Primeira Guerra importante para o aumento produção e lucros da indústria têxtil, refletindo positivamente no investimento posterior. O principal fator determinante para fases de surto de produção sucedida por surtos de investimento foi a oscilação da taxa de câmbio, que quando desvalorizava favorecia a produção interna e quando valorizava favorecia o investimento (Versiani & Versiani, 1977, pp.123–126).

Flávio Versiani (1980) analisou a evolução dos investimentos na indústria de tecidos de algodão antes de 1914. Apesar de ser um trabalho que trata de um período anterior à Primeira Guerra, o artigo destaca-se pela análise específica do investimento industrial e identifica que não há uma relação simples desse com as exportações, dado que o setor exportador foi favorável ou desfavorável à industrialização em períodos e sentidos diferentes. Os comerciantes importadores parecem ser os empreendedores predominantes da indústria têxtil no período por causa do seu conhecimento do mercado, familiaridade com os canais de comercialização e facilidade de acesso a fontes de financiamento, principalmente bancos estrangeiros. As condições que levaram os comerciantes importadores a investirem na indústria foram a instabilidade da taxa de câmbio e a proteção tarifária (Versiani, 1980, pp. 6, 10–12).

Eliana Cardoso (1981) analisou os mecanismos da relação do investimento industrial com o setor externo para o caso brasileiro entre 1862 e 1906 e concluiu que essa relação é complexa. O estímulo para o investimento industrial depende do impacto da desvalorização da taxa de câmbio na lucratividade do setor industrial e na taxa de juros. Por um lado a desvalorização cambial aumenta o lucro do setor industrial, ao reduzir os salários reais em termos de bens industriais, e por outro lado reduz os encaixes reais, elevando a taxa de juros. Assim, a condição para o investimento industrial é dada quando o efeito da desvalorização cambial é mais forte sobre o aumento de lucro do que o aumento dos juros (Cardoso, 1981, p.86).

Wilson Suzigan (2000) testou a relação do investimento industrial, com base em uma nova base de dados das exportações de máquinas e equipamentos para a indústria para o Brasil da Grã- Bretanha, Estados Unidos, Alemanha e da França, com as receitas de exportações e variáveis de política comercial (proteção tarifária e cambial) e monetária

(estoque de moeda). Com uma análise de regressão do investimento industrial, como variável dependente, com as receitas de exportações e o estoque de moeda no tempo corrente e defasado em um ano, como variáveis explicativas, para o período de 1869 a 1939, o autor encontrou que o investimento industrial é positivamente relacionado com a receita de exportações defasada em um ano e estoque de moeda no tempo corrente. O resultado da política comercial (efeito no preço real das importações e na taxa de câmbio) para o investimento industrial é ambíguo. A depreciação cambial resulta em aumento nos preços relativos das importações, protegendo e incentivando a produção interna e também o investimento, mas ao mesmo tempo aumenta o custo de insumos e máquinas importados, que é um desincentivo ao investimento. A política comercial promoveu certa proteção em determinados períodos, mas ela terá papel importante apenas na década de 1930 (Suzigan, 2000, pp. 97–101, 112).

Depois de fazer um balanço da historiografia da industrialização focando no investimento industrial as próximas seções apresentarão as fontes, métodos e a estratégia empírica do artigo.

3. Fontes e metodologia de construção do banco de dados

A principal fonte primária do trabalho é o Boletim da Diretoria de Indústria e Comércio da Secretaria da Agricultura, Comércio e Obras Públicas do Estado de São Paulo, publicado mensalmente entre 1907 e 1928. Dentro do Boletim estão os contratos, alterações e distratos comerciais arquivados na Junta Comercial de São Paulo para o período de 1911 a 1920. Esses contratos são os registros de constituição de empresas em sociedades de empresários de todo ramo de atividade econômica do estado de São Paulo. As informações registradas nestes contratos são relativas aos nomes dos sócios, objeto do negócio, cidade, capital, nome da empresa e, em alguns registros, há a nacionalidade desses sócios. Assim, é possível saber quais e onde as empresas foram fundadas, qual era seu capital, quem eram seus sócios, possibilitando o exame da evolução da indústria no período de escassez de informações estatísticas de 1911 a 1920. Há outras informações qualitativas que serão utilizadas como estudos específicos sobre a indústria, também disponíveis no Boletim da Indústria e Comércio.

As informações dos contratos da Junta Comercial foram organizadas por mês, compiladas em um banco de dados e classificadas conforme a atividade econômica, entre Manufatura, Comércio e Serviços, com base na descrição do "objeto do negócio". Os registros totais do banco de dados são 5.915 contratos de empresas, sendo 3.843 de empresas comerciais, 350 de empresas de serviços e 1.722 de empresas manufatureiras. Para a finalidade desse trabalho serão utilizados apenas os registros de empresas manufatureiras.

Na classificação das atividades industriais foram utilizados os "grupos de indústrias" conforme aparecem no Censo Industrial de 1920 (ver *Recenseamento Geral do Brasil*, parte Indústria, pp. CXXIII a CXXXV; *Estatísticas Históricas do Brasil*, 1.550 a 1988, p.385). São 13 gêneros de indústrias: 1) têxtil, 2) couros, 3) madeiras, 4) metalurgia, 5) cerâmica, 6) químicos, 7) alimentação, 8) vestuário, 9) mobiliário, 10) edificação, 11) transportes, 12) força e 13) ciências, letras, artes e indústrias de luxo.[7]

[7]Nas atividades comerciais e de serviços foram utilizadas as classificações do Censo Comercial e dos Serviços de 1950. Assim, as atividades comerciais foram classificadas em 5 gêneros: 1) comércio de

Para alguns registros foi difícil distinguir manufatura, comércio e serviços com a descrição do "objeto do negócio" que aparece na fonte primária. Por exemplo, as atividades de beneficiamento de produtos agrícolas e empresas que possuíam máquinas de beneficiamento de produtos agrícolas foram classificadas como "Manufatura", "Alimentação" porque não existia uma classificação de Serviços compatível no Censo. Outras vezes as atividades de Manufatura, Comércio e Serviços aparecem juntas no "objeto de negócio". Optou-se pela classificação da primeira descrição ou quando ficou claro qual era a principal atividade.

Em algumas ocasiões optou-se por seguir a classificação dos Censos, mesmo sabendo que há problema com essa classificação. Por exemplo, o objeto de negócio "camisaria e alfaiataria" poderia ser classificado como Manufatura, Vestuário, mas por existir uma classificação no Censo de Serviços de "Confecção e Reparação" explícita para atividades de alfaiataria, foi utiliza a segunda alternativa. A atividade de lavanderia e tinturaria foi classificada como Serviços, Confecções e reparações, mesmo não constando explicitamente no Censo de Serviços. As atividades "câmbio e venda de moedas" e "indústria pecuniária" foram classificadas como Comércio, Mercado de crédito, apesar de não constar no Censo Comercial. Algumas atividades não foram classificadas no gênero porque não se enquadravam na subclassificação do Censo. Um exemplo é o transporte terrestre ou marítimo que apesar de ser classificado como Serviços não se enquadra em nenhum dos 4 gêneros do Censo de Serviços.

O trabalho examinará a evolução do registro das sociedades comerciais na Junta Comercial de São Paulo. As sociedades anônimas e as firmas individuais ficaram de fora do banco de dados elaborado para o estudo, apesar de aparecem na fonte primária, mas de forma não sistemática.[8]. A motivação para o recorte da pesquisa nas sociedades comerciais (sociedade em comandita, sociedades em nome coletivo ou com firma, sociedades de capital e indústria e a sociedade em conta de participação, ver explicação na próxima seção) é sua frequência nos registros de empresas e a ausência de estudos sistematizados.

4. A evolução dos registros de empresas no Brasil

Nesta seção examinaremos a evolução do registro de empresas no Brasil, principalmente por meio do exame de decretos e leis entre meados do século XIX e início do século XX.

A primeira lei que trata da definição e registro de empresas em sociedade no Brasil independente é o Código Comercial Brasileiro, Lei 556, de 25 de junho de 1850.[9] O Código Comercial, no seu Título XV, "das companhias e sociedades comerciais", artigos 287 a 353, define as sociedades comerciais, ou seja, as empresas que operavam no Brasil. Além das sociedades por ações (artigos 295 a 299), o Código Comercial tratava das sociedades comerciais (artigos 300 a 353), sendo elas a sociedade em comandita,

mercadorias, 2) mercado de crédito, 3) seguros e capitalização, 4) comércio de imóveis e valores mobiliários e 5) atividades auxiliares do comércio. As atividades de serviços foram classificadas em 4 gêneros: 1) alojamento e alimentação, 2) confecção e reparação, 3) higiene pessoal e 4) diversão e radiodifusão.

[8] As informações de documentos arquivados de sociedades anônimas na Junta Comercial foram publicadas na fonte primária apenas a partir de janeiro de 1913 e das firmas individuais a partir de janeiro de 1919

[9] As sociedades eram também autorizadas a funcionar por Alvarás, Cartas Régias, Decretos ou Atos do Poder Executivo (Ver MTIC, 1946, Nota, s.p.).

sociedades em nome coletivo ou com firma, sociedades de capital e indústria e a sociedade em conta de participação. O contrato de constituição dessas sociedades deveria ser lançado no Registro do Comércio do Tribunal do distrito onde a empresa se estabelecia, sendo que as empresas estrangeiras também deveriam fazer esse registro (artigo 301 do Código Comercial).

Em todas as sociedades previstas pelo Código Comercial de 1850, com exceção das sociedades anônimas, havia a necessidade de responsabilidade ilimitada de pelo menos um dos sócios. Isso significa que pelo menos um sócio responderia com os bens pessoais pela empresa. As sociedades por quotas de responsabilidade limitada foram reguladas no Brasil apenas em janeiro de 1919, com o Decreto Nº 3.708. A sociedade em comandita é a associação de pessoas para fins comerciais, sendo uns solidariamente responsáveis e outros apenas emprestadores de capitais. Esses últimos, os comanditários, são responsáveis apenas pelos fundos declarados no contrato. Os sócios com responsabilidade ilimitada, os solidariamente responsáveis, participam da gestão e administração da sociedade.

As sociedades em nome coletivo ou com firma representam a união de pessoas para comerciar sob uma firma social. Nesse tipo de sociedade todos os sócios são solidários para com terceiros e estes para com a sociedade. Isso significa que todos os sócios têm responsabilidade ilimitada nesse tipo de sociedade, respondendo com bens pessoais perante a sociedade.

Outro tipo de sociedade prevista no Código Comercial de 1850 era a de capital e indústria. Nessa sociedade havia dois tipos de sócios: os sócios capitalistas, responsáveis pelos recursos para a formação da empresa; e os sócios de indústrias, que contribuíam com a sociedade com o trabalho. Os sócios capitalistas têm responsabilidade solidária, estendendo-se suas obrigações além do capital com que entraram na sociedade. Os sócios de indústria não responsabilizam o patrimônio particular para com os credores da sociedade.

A sociedade em conta de participação, o último tipo de sociedade comercial relatada no Código Comercial, representava a união de pessoas, sem firma social, para o lucro comum em operações de comércio. Essa sociedade representava um vínculo indireto entre os sócios, onde o sócio ostensivo era o único que tinha obrigações ilimitadas com terceiros. Os demais sócios possuíam obrigações com o sócio ostensivo, gerando a responsabilidade jurídica circular entre os sócios (Brasil, 2002, pp.246–255).

As Juntas Comerciais foram reorganizadas,[10] com novo regulamento pelo Decreto Nº 596, de 19 de julho de 1.890. A Junta Comercial de São Paulo foi criada por esse decreto e seus distritos compreenderam os estados de São Paulo, Paraná e Goiás. Entre suas atribuições competiam os registros públicos do comércio, como o arquivamento de um exemplar dos contratos e distratos das sociedades comerciais, e dos estatutos das companhias ou sociedades anônimas. Os contratos, distratos e estatutos arquivados eram publicados semanalmente por meio de relações e editais na folha oficial do Estado em que a Junta tinha sede (Brasil, 1890a, art. 12 e 29). Para fins dessa pesquisa, utilizaremos

[10]O Decreto Nº 6.384, de 30 de novembro de 1876, que organiza as Juntas Comerciais, indicava que haveria Junta na capital do Império e nas cidades de Belém, São Luís, Fortaleza, Recife, Salvador e Porto Alegre. O da capital do Império compreenderia o munícipio neutro e as províncias do Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso (Brasil, 1876).

os registros na Junta Comercial de São Paulo, publicados mensalmente no Boletim da Diretoria da Indústria e Comércio entre 1911 e 1920 (DEIC/SACOP/SP, 1907–1928).

Os registros de firmas ou razões comerciais eram regulados, no período de estudo da pesquisa, pelo Decreto Nº 916, de 24 de outubro de 1890.[11] Segundo o decreto em seu décimo primeiro artigo, a inscrição no registro era facultativa[12] e deveria conter a firma ou a razão, o nome dos sócios, a firma assinada por todas as pessoas com direito ao seu uso ou emprego, o reconhecimento por tabelião, o gênero de comércio, o domicílio, a data que iniciou a funcionar e do arquivamento do contrato social e a informação de existência de filiais (Brasil, 1890b). Essas informações são importantes para o exame da evolução das atividades econômicas em São Paulo nos anos 1910.

5. Estratégia empírica e modelo de investimento na indústria

O investimento em um determinado setor econômico produtivo tem como objetivo transferir capital para esse setor na forma de imóveis e instalações, máquinas e equipamentos, meios de transportes, estoques de mercadorias (matérias-primas) e recursos correntes com liquidez, ou seja, as contas do ativo (circulante e permanente) do balanço contábil da empresa. A origem desse investimento inicial é o capital social da empresa, o principal componente do patrimônio líquido. Depois que a empresa começa a operar, a ampliação dos investimentos pode ser por meio de lucros acumulados, empréstimos e recursos de terceiros. Assim, o capital social da empresa reflete o investimento inicial em uma atividade econômica produtiva.

Nesse trabalho utilizamos o capital social de empresas registrado na Junta Comercial de São Paulo como uma aproximação do investimento inicial, ou seja, como medida de fluxo de investimento industrial. Apesar da estratégia ter seus próprios problemas, ela parece refletir melhor a aproximação do investimento utilizada pela literatura sobre investimento industrial no Brasil antes de 1929.

A maioria dos trabalhos sobre o investimento na indústria no Brasil utilizou como variável indireta para o investimento a importação bens de capital para a indústria para o Brasil (Villela & Suzigan, 1975), exportação de máquinas e equipamentos para a indústria têxtil do Reino Unido para o Brasil (Versiani, 1980), e a exportação de máquinas e equipamentos para a indústria da Grã-Bretanha, Estados Unidos, Alemanha e França para o Brasil (Suzigan, 2000). Apesar do grande esforço de pesquisa, com fontes primárias (estatísticas de comércio exterior) dos principais países fornecedores desses bens, esse indicador reflete parte dos investimentos na indústria, ou seja, máquinas e equipamentos, não considerando os demais ativos permanentes, como imóveis e instalações, materiais de transporte, matérias primas, e o ativo circulante, como os

[11] O Decreto Nº 93, de 20 de março de 1935, no artigo 28, indicava que o registro de firmas ou razões comerciais deveria ser feito em conformidade com o Decreto Nº 916, de 24 de outubro de 1890, e as sociedades por quota de responsabilidade limitada pelo Decreto Nº 3.708, de 10 de janeiro de 1919. Isso significa que o registro de firmas foi regulado, entre 1890 e 1935, pelo decreto de 1890, com a incorporação pela legislação brasileira das sociedades de responsabilidade limitada, em 1919 (Brasil, 1935).

[12] Apesar de facultativo pela legislação, o registro da empresa na Junta Comercial significava a formalização da empresa. A formalização poderia ser incentivada pelo acesso aos mecanismos formais para o desenvolvimento. Como estamos trabalhando com todos os registros, a seletividade dada pela característica facultativa do registro parece ser um problema menor.

recursos com liquidez. Como Suzigan afirmou, "se trata de um indicador apenas de parte do investimento na indústria de transformação, isto é, o investimento em máquinas e equipamentos. Outros investimentos fixos, tais como construções e instalações, não estão cobertos pela estimativa, como também não está compreendido o investimento em capital trabalho" (Suzigan, 2000, p.81).

Na estrutura do capital total das empresas industriais fundadas entre 1890 e 1920, presentes no Censo Industrial de 1920, a maquinaria representava 31%, terras e edifícios 33% e estoques e trabalhos em andamento 36% do capital total. Assim, Nathaniel Leff chama a atenção para a importância do capital de giro para o setor industrial. Segundo Leff "a necessidade de capital circulante, por seu lado, tornava a expansão do setor altamente dependente da política monetária do governo e de aumentos nas disponibilidades de crédito" (Leff, 1991, p.200). Como será visto, no presente trabalho analisaremos a relação do investimento industrial com o crédito bancário.

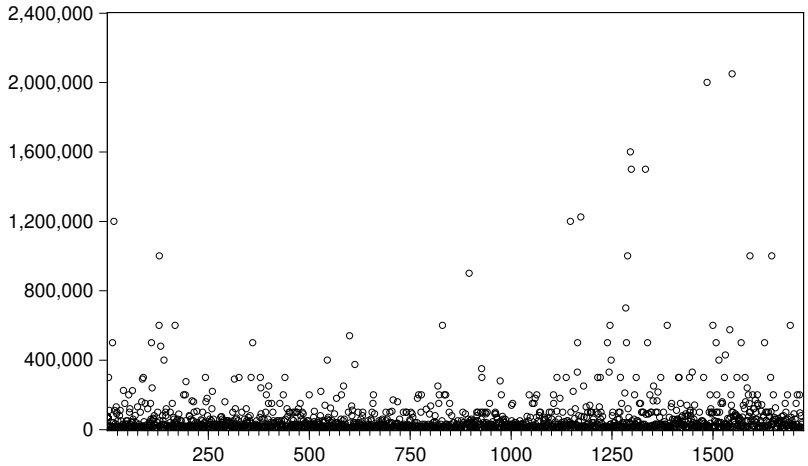
A estratégia empírica do trabalho é utilizar uma fonte primária interna e direta para o investimento na indústria, ou seja, o capital registrado na Junta Comercial para a constituição de empresas industriais. Como já afirmado na seção anterior, utilizaremos o registro de sociedades comerciais, e não o de sociedades anônimas e firmas individuais porque esses registros aparecem de forma não sistemática na fonte primária. No caso da sociedade anônima haveria outro problema, já que a legislação permitia a não integralização total do capital social, o que poderia sobrestimar o investimento real. Apesar dos problemas apontados, não há trabalhos sobre o assunto que trataram a esse nível de detalhe empírico (com informações do registro do capital mensal), já que a empresa é a instituição que realiza o investimento produtivo.[13]

A Figura 1 apresenta os dados originais do banco de dados. No eixo vertical estão os valores do capital das empresas industriais registradas na Junta Comercial de São Paulo, em mil réis correntes, e no eixo horizontal está o número de registros (totalizando 1.722) organizados sequencialmente ao longo do tempo (de janeiro de 1911 a dezembro de 1920). É possível perceber que a maior frequência de registros está na base da figura, o que representa um capital pequeno, mas com grande variação.[14] A média do capital de todos os 1.722 registros é 61.456 mil réis (3.725 libras correntes) e a mediana de 21.000 mil réis (1.351 libras correntes). O valor máximo registrado foi de 2.050.000 mil réis (149.635 libras correntes), de uma indústria têxtil em março de 1920. O valor mínimo registrado foi de 500 mil réis (33 libras correntes) em maio de 1914. O desvio padrão registrado foi de 140.896 mil réis (8.827 libras correntes).

Depois de compiladas, conforme a seção metodológica de construção do banco de dados, as informações individuais de cada empresa foram organizadas em agregados

[13] Não é possível estimar o fluxo de capital industrial proporcional ao modo de organização das empresas registradas na Junta Comercial na fonte primária porque os documentos de sociedades anônimas (registrados a partir de janeiro de 1913) e firmas individuais (registradas a partir de janeiro de 1919) não possuem informações sobre o "objeto de negócio", não sendo possível uma classificação por setor manufatureiro, comercial ou de serviços. O Censo Industrial apresenta o estoque do capital industrial e o número de firmas por modo de organização das empresas em setembro de 1920. Nesse período, a proporção do estoque de capitais das sociedades de capitais e sociedades mistas no Brasil era de 62% do total e das sociedades de pessoas e firmas individuais era de 38% do total (DGE/MAIC, 1927, p.5).

[14] A distribuição dos valores de capital entre quartis é a seguinte: primeiro quartil 10.000 mil réis correntes (663 libras correntes), segundo quartil 21.000 mil réis correntes (1.351 libras correntes), terceiro quartil 55.327 mil réis (3.356 libras correntes), e quarto quartil 2.050.000 (149.635 libras correntes).



Fonte: ver texto e Apêndice.
Nota: No eixo vertical estão os valores do capital das empresas registradas em mil réis correntes e no eixo horizontal está o número de registros (totalizando 1.722) organizados sequencialmente ao longo do tempo (de janeiro de 1911 a dezembro de 1920).

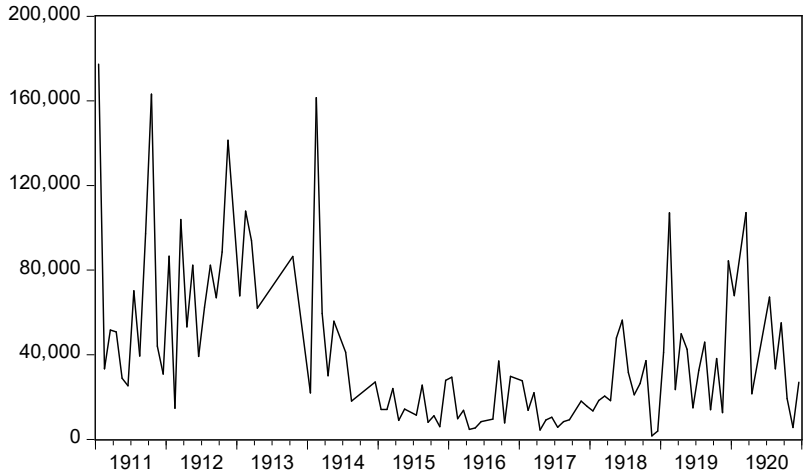
Figura 1. Registros na Junta Comercial de São Paulo 1911–1920, dados por empresas industriais (em mil réis correntes e número de registros).

mensais e anuais e por setor industrial, com informações sobre o número de firmas e o capital registrado. O valor do capital (em mil réis correntes) foi transformado em libras esterlinas correntes, com base na cotação da taxa de câmbio mensal (mil réis/libra esterlina) retirada do Retrospecto Comercial do Jornal do Comércio, vários números e dos Relatórios da Câmara Sindical de Corretores de Fundos Públicos da Capital Federal, vários números.[15] Os valores do capital em libra esterlina foram agregados por ano e deflacionados pelo índice de preços por atacado do Reino Unido de Mitchell (2007, p.957), e apresentados em valores constantes de 1913. A Figura 2 apresenta uma prévia dos resultados da série de investimento na indústria do estado de São Paulo, com o capital das empresas manufatureiras registrados na Junta Comercial entre 1911 e 1920, apresentados em libras de 1913, em dados mensais.

Para a finalidade desse trabalho foram compiladas informações do Comércio exterior com países estrangeiros pelo porto de Santos, mensal, entre janeiro de 1911 e dezembro de 1920, localizados dentro do Boletim da Diretoria Indústria e Comércio. As informações são das importações totais; importações de máquinas, aparelhos, ferramentas e utensílios diversos; importações de máquinas para a indústria; exportações totais; e exportações de café. Essas informações, em mil réis, foram transformadas em libras correntes e libras constantes de 1913 da mesma forma que o capital registrado na Junta Comercial de São Paulo.

Ainda utilizando o Boletim da Diretoria Indústria e Comércio e o Anuário Estatístico de São Paulo foram compilados dados do movimento bancário da Capital (São Paulo) entre janeiro de 1911 e dezembro de 1920. As informações compiladas foram dos empréstimos mensais para o período, com informações dos balanços dos bancos da capital paulista. Para caracterizar os empréstimos bancários foram utilizadas as contas

[15] Na fonte primária a cotação cambial é apresentada em pence por mil réis. A libra esterlina, no período, subdividia em 20 xelins e 1 xelim se dividia em 12 pence. Assim, 1 libra esterlina = 20 xelins = 240 pence. As informações da cotação cambial foram transformadas e são apresentadas em mil réis por libra esterlina.



Fonte: Apêndice.

Figura 2. Investimento na indústria de São Paulo (valor do capital registrado por empresas manufatureiras na Junta Comercial), 1911–1920, dados mensais (em libras de 1913).

garantidas e letras descontadas, como indicador de crédito bancário na principal praça paulista no período. Essas informações, em mil réis, foram transformadas em mil réis constantes de 1913 pelo índice de preços industriais de Malan, Bonelli, Abreu, e Pereira (1977, p.516).

O primeiro objetivo do trabalho é identificar se houve mudança estrutural no investimento industrial de São Paulo ao longo dos anos 1910, período no qual a economia pode ter sentido os efeitos da Primeira Guerra Mundial. O segundo é analisar as principais relações do investimento industrial com variáveis econômicas e de política econômica que ainda estão em debate na literatura específica.

Para atingir o primeiro objetivo será aplicada a técnica econométrica para identificar quebras estruturais múltiplas em séries, método proposto por Bai e Perron (1998, 2003). Essa análise tem como objetivo identificar quebras estruturais nas séries históricas. Depois de identificar as quebras estruturais será verificado se houve alguma relação com mudanças nas políticas econômicas no período, ou seja, eventos internos, e eventos externos, como acontecimentos relacionados à Primeira Guerra Mundial.

Para atingir o segundo objetivo será elaborado um modelo econométrico de séries temporais para o investimento na indústria em São Paulo, utilizando como variável dependente o fluxo de capital de firmas industriais registrado na Junta Comercial entre os meses de janeiro de 1911 e dezembro de 1920. Como vimos na segunda seção, a literatura tentou relacionar o investimento com várias variáveis, como importações totais (queda), exportações totais e de café (aumento), política monetária, ou seja, oferta de moeda (aumento) ou taxa de juros (queda), política cambial (apreciação ou depreciação), taxa de lucros e salários.[16]

[16]Nesse trabalho não será possível a inclusão de variáveis para a política monetária (oferta de moeda ou taxa de juros) porque para o período elas estão disponíveis apenas de forma trimestral e a nível nacional e esse trabalho utiliza variáveis mensais e a nível regional do estado de São Paulo. Como alternativa será utilizada a variável de crédito bancário mensal na capital paulista, no período. As informações mensais para salários e lucros da indústria paulista também não estão disponíveis.

As variáveis foram submetidas ao teste de raiz unitária para identificar se eram estacionárias ou não estacionárias. O teste de nível aplicado foi o Teste Aumentado de Dickey–Fuller (Enders, 2015, pp.206–227), incluindo tendência e intercepto, e as variáveis que tiveram a hipótese nula rejeitada a 5% de significância, ou seja, não apresentam raiz unitária e são estacionárias foram: capital de firmas industriais registrado na Junta Comercial; exportações totais, exportações de café e importação de máquinas para a indústria pelo Porto de Santos. A variável de crédito bancário apresentou raiz unitária. Depois da transformação da variável em primeira diferença não apresentou mais raiz unitária, ou seja, a primeira diferença da variável crédito bancário é estacionária.[17]

Assim, será possível especificar um modelo de investimento na indústria, tendo como variável dependente o fluxo de capital das indústrias e as varáveis explicativas, as demais variáveis que poderiam influenciar o investimento industrial antes de 1929, como as exportações totais, as importações de máquinas para a indústria e crédito bancário (em primeira diferença).[18]

O modelo de investimento na indústria será:

$$\ln InvInd_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln ImpMaq_t + \beta_3 \ln CréditoBancário_t + \varepsilon_t,$$

onde $\ln InvInd_t$ é a taxa de investimento industrial (capital registrado por firmas industriais, sociedades comerciais, na Junta Comercial de São Paulo), no tempo; $\ln X_t$ é a taxa de exportações totais do estado de São Paulo, pelo porto de Santos, no tempo; $\ln ImpMaq_t$ é a taxa de importações de máquinas para a indústria, pelo porto de Santos, no tempo; $\ln CréditoBancário_t$ é a taxa de empréstimos (contas garantidas e letras descontadas) dos bancos da capital de São Paulo,[19] no tempo; e ε_t é o termo de erro.

As defasagens das variáveis explicativas serão utilizadas para verificar influência no investimento industrial em São Paulo no período.

[17] Os resultados do teste Aumentado de Dickey–Fuller para cada variável foram os seguintes: a) capital de firmas industriais registrado na Junta Comercial: −6,271343, com valor crítico a 5%: −3,461094; b) exportações totais: 4,205541, com valor crítico a 5%: −3,448021; c) exportações de café: −6,470576, com valor crítico a 5%: −3,477275; d) importação de máquinas para a indústria: −3,695960, com valor crítico a 5%: −3,455842; e) crédito bancário: −11,73998, com valor crítico a 5%: −3,448021; crédito bancário em primeira diferença: −11,11161, com valor crítico a 5%: −3,448348. O teste de Dickey–Fuller tende a viesar o resultado para não rejeitar a raiz unitária, quando há quebra estrutural (Enders, 2015, p.227). O teste de Zivot–Andrews, que testa a hipótese nula de raiz unitária com quebras estruturais no intercepto e na tendência, foi realizado na única variável que apresentou raiz unitária com o teste Aumentado de Dickey–Fuller, o crédito bancário, e o resultado foi de não rejeição da hipótese nula (raiz unitária) a 5% (valor calculado do teste Zivot–Andrews: −3,937963; com valor crítico a 5%: −5,08, com probabilidade de 0,070063). A primeira diferença do crédito bancário apresentou o resultado de rejeitar a hipótese nula (raiz unitária) a 5% (valor calculado do teste de Zivot–Andrews: −11,66980, com valor crítico a 5%: −5,08, com probabilidade de 0,032716).

[18] Aqui será possível incluir as importações de máquinas para a indústria como componentes do investimento industrial, o que de fato são, e não o próprio investimento industrial, como fez a maior parte da literatura. Preferiu-se não utilizar as exportações de café com as exportações totais e a taxa de câmbio como variáveis explicativas para não violar alguma hipótese do método de mínimos quadrados. Os dados das variáveis utilizadas podem ser consultados no Apêndice.

[19] Apesar dos dados serem da capital de São Paulo, os bancos com filiais no interior (como em Santos, Campinas, Ribeirão Preto, São Carlos, Jaú, e outras) apresentavam informações conjuntas em seus balancetes. Dessa forma, esses dados agregam informações de crédito em todo o estado, dando um bom índice do crédito bancário para o estado de São Paulo no período. A variável foi transformada em primeira diferença para torná-la estacionária.

6. Análise dos resultados

Houve mudança estrutural no investimento industrial de São Paulo ao longo dos anos 1910, período no qual a economia pode ter sentido os efeitos da Primeira Guerra Mundial? A Tabela 1 auxilia na resposta dessa pergunta identificando as quebras estruturais na série de investimento para a indústria, com base nos registros de empresas em sociedades comerciais industriais na Junta Comercial, estado de São Paulo, entre os meses de janeiro de 1911 e dezembro de 1920. Assim, foi possível identificar quais os meses houve quebra na série de investimento da indústria e relacioná-las com os eventos históricos e econômicos do período. A metodologia utilizada foi a desenvolvida por Bai e Perron (1998, 2003) que torna possível identificar quebras com modelo linear e regressão de mínimos quadrados.

As duas condições para utilizar a técnica de Bai e Perron (1998, 2003) são que a série deve ser estacionária e a definição do intervalo mínimo no qual mudanças na média devem persistir para gerar uma quebra. A primeira condição já foi identificada. A maioria dos testes rejeita a raiz unitária para o capital registrado de sociedades comerciais na Junta Comercial por empresas industriais, entre janeiro de 1911 e dezembro de 1920. O teste Zivot–Andrews, que permite a endogeneização da quebra sob a hipótese nula (raiz unitária), busca testar a raiz unitária na presença de uma quebra estrutural, rejeitou a hipótese nula de raiz unitária a 1,4%, com ponto de quebra próximo a dezembro de 1917. A segunda condição, a definição de um intervalo mínimo para gerar quebras, foi definida em 15% da série, ou seja, 15 meses.[20]

A Tabela 1 apresenta as estimativas da regressão de quebras estruturais para o investimento na indústria em São Paulo, sociedades comerciais, entre 1911 e 1920. A hipótese nula de que não há quebras é rejeitada.[21] As cinco quebras identificadas com o procedimento de avaliação sequencial do método de minimização global, com os coeficientes dos parâmetros são relatadas na tabela. A Figura 3 mostra a variação do investimento mensal na indústria no estado de São Paulo entre 1911 e 1920, com essas cinco quebras.

Como é possível perceber, em todos os métodos e procedimentos testados, as quebras mais frequentes identificadas foram em agosto de 1914 e janeiro de 1919 (ver nota 21). Essas datas são as mesmas ou próximas aos meses de início da Primeira Guerra Mundial (agosto de 1914), com efeito negativo no investimento da indústria, e seu fim (novembro de 1918), com efeito positivo no investimento da indústria em janeiro de 1919.

Entretanto, a primeira quebra estrutural no investimento da indústria paulista identificada foi em julho de 1912. Nossos resultados mostram que ocorreu um aumento

[20] Para um exemplo aplicado da abordagem, ver Summerhill (2015, pp.129–150).

[21] Foram realizados vários testes com métodos e procedimentos diferentes e foi identificada ao menos uma quebra em todos os resultados. Os resultados dos testes com a data das respectivas quebras, considerando o intervalo de quebras de 15% da série (trimming), 5 o número máximo de quebras, com nível de significância de 5% foram os seguintes: Sequencial $L + 1$ breaks vs. L: 2 quebras (em agosto de 1914 e janeiro de 1919); $L + 1$ breaks vs. global L: 2 quebras (em agosto de 1914 e janeiro de 1919); Global L breaks vs. none, Unweighted max-F (UDmax): 1 quebra (em agosto de 1914); Global L breaks vs. none, Weighted max-F (WDmax): 2 quebras (em agosto de 1914 e janeiro de 1919); Global L breaks vs. none, Sequencial evaluation: 5 quebras (em julho de 1912, agosto de 1914, abril de 1916, setembro de 1917 e janeiro de 1919). Os resultados reportados na Tabela 1 e Figura 3 são do último procedimento.

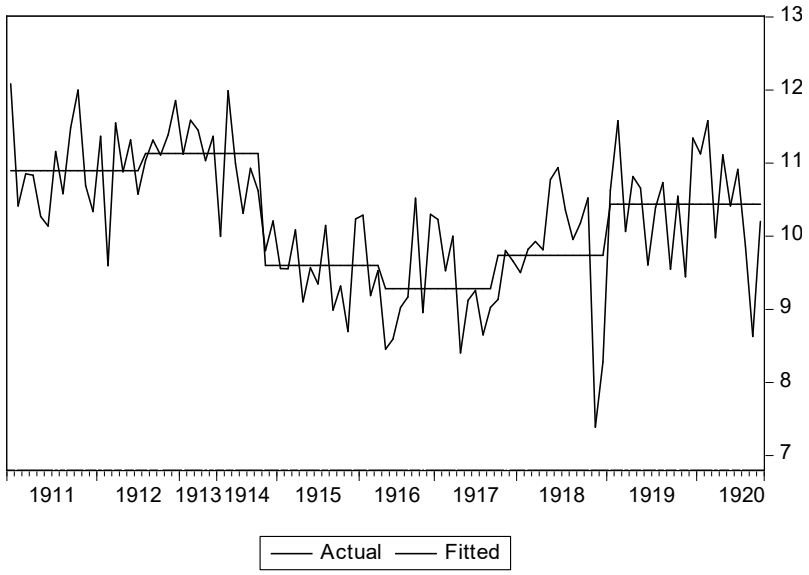
Tabela 1. Quebras estruturais na série de investimento para a indústria (registros de firmas industriais na Junta Comercial, sociedades comercias), estado de São Paulo, 1911–1920.

Meses de quebras	Mudança no investimento (%)	Eventos históricos e econômicos	
Julho de 1912	+26,7	Crescimento econômico do estado de São Paulo (ano de 1912)	
Agosto de 1914	-78,4	Início da IGM e colapso cambial (agosto de 1914)	
Abril de 1916	-27,3	Principais batalhas da IGM (Verdun e Somme, ano de 1916)	
Setembro de 1917	+57,7	Fiscalização das operações cambiais e regularização do mercado (outubro de 1917)	
Janeiro de 1919	+101,5	Fim da IGM (novembro de 1918)	
Períodos	Parâmetros	Coeficientes	Erro padrão
Janeiro de 1911 a Junho de 1912	β1	10,89736	0,162039***
Julho de 1912 a Julho de 1914	β2	11,13379	0,171869***
Agosto de 1914 a Março de 1916	β3	9,601935	0,171869***
Abril de 1916 a Agosto de YY1917	β4	9,282459	0,177505***
Setembro de 1917 a Dezembro de 1918	β5	9,737755	0,177505***
Janeiro de 1919 a Dezembro de 1920	β6	10,43832	0,150019***
R quadrado = 0,502799	Break type: Bai-Perron tests of 1 to *M* globally determined breaks		
F = 19,21389	Break selection: Sequential evaluation, Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05		
n = 101			

Notas: A mudança no investimento (em %) foi calculada com base nos valores absolutos, extraindo a exponencial dos coeficientes em ln.
***significante a 1%.
Fonte: Ver texto.

de 26,7%, em valores absolutos, no investimento industrial entre janeiro de 1911 a junho de 1912 e julho de 1912 a julho de 1914. Não conseguimos identificar um evento histórico e econômico específico que explique essa quebra, mas é conhecido que o ano de 1912 foi um ano de crescimento econômico no estado de São Paulo. O diretor de Indústria e Comércio, Paulo R. Pestana, em seu retrospecto econômico do estado de São Paulo, para o ano de 1913, relatou o rápido desenvolvimento econômico do estado em 1912, que impulsionou uma forte entrada de capitais estrangeiros a procura de retorno financeiro, com a compra de propriedades agrícolas, a fundação de fábricas, que "movimentaram-se extraordinariamente os negócios. A abundância de dinheiro, aumentada por uma sensível alta nos preços do café, trouxe o alargamento do crédito, a facilidade na vida, e a atividade nas transações comerciais" (DEIC/SACOP/SP, 1914, p.3).

A segunda quebra identificada, em agosto de 1914, mostra que houve uma queda de 78,4% nos valores absolutos médios no investimento industrial entre julho de 1912 a



Fonte: Tabela 1.

Figura 3. Taxa de variação do investimento mensal na indústria (registros de firmas industriais na Junta Comercial, sociedades comercias), estado de São Paulo, 1911–1920.

julho de 1914 e agosto de 1914 a março de 1916. Os efeitos da Primeira Guerra afetaram o investimento industrial diretamente na entrada de capitais estrangeiros e também com um colapso cambial que resultou em desvalorização cambial, encarecendo as matérias primas e máquinas e equipamentos importados necessários para o investimento industrial. As complicações da guerra na Europa impactaram em brusca redução do comércio internacional com os países estrangeiros, pelo porto de Santos, em 1914 (DEIC/SACOP/SP, 1915, p.3).

A terceira quebra apresentada pelos resultados foi em abril de 1916. Houve uma queda de 27,3% na média do investimento industrial paulista entre agosto de 1914 a março de 1916 e abril de 1916 a agosto de 1917. Não foi possível identificar um evento histórico e econômico isolado para essa quebra, mas foi no ano de 1916 que ocorreram as principais batalhas da Primeira Guerra Mundial, Verdun (fevereiro a dezembro de 1916) e Somme (julho a novembro de 1916). As notícias de guerra intensa na Europa certamente refletiram na expectativa do investimento no Brasil porque parte desse investimento tinha ligações externas, seja pelo investimento direto ou pela ligação externa do imigrante, o principal investidor na indústria paulista no período.

A quarta quebra na série de investimento da indústria ocorreu em setembro de 1917. O investimento industrial aumentou 57,7% em média entre abril de 1916 a agosto de 1917 e setembro de 1917 a dezembro de 1918. Em meados de 1917 a taxa de câmbio voltou a se valorizar, invertendo a tendência de desvalorização iniciada em meados de 1914. O crédito bancário voltou a crescer a partir do início de 1917, quando atinge seu ponto mais baixo ao longo do período estudado. A taxa de câmbio e o crédito bancário são variáveis importantes para explicar a evolução do investimento industrial, como será visto mais adiante. Em outubro de 1917 foi estabelecida a fiscalização sobre as operações cambiais para reduzir o movimento especulativo e proibição de remessa de valores para

o exterior no período de guerra. Essas medidas impulsionaram a valorização cambial (Villela & Suzigan, 1975, pp.301–302). A valorização cambial melhorou as condições de custos para a compra de insumos e máquinas e equipamentos no exterior, condição importante para o investimento industrial.

A quinta quebra na série de investimento da indústria foi em janeiro de 1919. Houve um aumento de 101,5% na média do investimento da indústria entre setembro de 1917 a dezembro de 1918 e janeiro de 1919 a dezembro de 1920. O fim da guerra em novembro de 1918 certamente influenciou no aumento no investimento da indústria paulista, com o restabelecimento das condições normais de comércio exterior e a posterior volta do investimento externo.

Depois de analisar a evolução específica da série de investimento na indústria paulista, tentando identificar quebras estruturais entre os anos 1910, o próximo objetivo é tentar identificar o que explica essa evolução. Quais as variáveis econômicas que influenciaram o investimento industrial em São Paulo antes de 1929? Como objetivo de lançar luz sobre essa questão a Tabela 2 apresenta um exercício econométrico relacionando a variável de investimento industrial com exportações totais pelo estado de São Paulo, importações de máquinas para a indústria pelo porto de Santos, crédito bancário e uma *dummy* para os meses relacionados à Primeira Guerra Mundial para toda a década de 1910.

O primeiro exercício (equação I) relacionou o investimento industrial com as exportações totais e importações de máquinas no tempo corrente. Os resultados mostraram que um aumento de 1% nas exportações totais do estado, aumentava o investimento industrial em 0,37%, e 1% de aumento nas importações de máquinas, aumentava em 0,50% o investimento industrial no mesmo período. Na verdade, tanto as exportações totais e as importações de máquinas para a indústria explicam com alto grau de confiança o investimento industrial paulista no período. Assim, os resultados desse trabalho concordam com parte da literatura que afirma que o investimento industrial era explicado pela renda gerada pelas receitas de exportações. As importações de máquinas também foram importantes para o investimento industrial. Apesar de já existir uma indústria de máquinas e equipamentos em São Paulo, concentrada principalmente no ramo de máquinas para a agricultura e reparo de peças e equipamentos, a diversificação desse setor para máquinas para a indústria ocorrerá principalmente nos anos 1920 e 1930 e mesmo em períodos posteriores a economia brasileira importará máquinas para a indústria (Marson, 2015; Marson, 2017, cap.3).

O segundo exercício (equação II) relacionou o investimento industrial, além das exportações e importações de máquinas, com o crédito bancário no tempo corrente. Os resultados indicam que o crédito bancário não é significativo para explicar o investimento industrial no período corrente. Ao supor que o crédito bancário em períodos defasados poderia ter impactado no investimento industrial, a equação III calculou um modelo onde o crédito bancário, com defasagem de três meses, explicou o investimento industrial paulista, além das exportações e importações de máquinas no tempo corrente. Assim, para cada 1% de aumento no crédito bancário (com defasagem de três meses), o investimento industrial aumentou 2,64% no tempo corrente. Um aumento em 1% das exportações, no tempo corrente, aumentava em 0,36% o investimento industrial, e um aumento em 1% nas importações de máquinas, no tempo corrente, aumentava em 0,46%

Tabela 2. Modelo para investimento na indústria (capital das indústrias registrado na Junta Comercial, sociedades comerciais), estado de São Paulo, mensal, 1911–1920.

Variáveis independentes	I	II	III	IV	V	VI	VII
c	0,355616	0,292879	0,829768	−0,575973			
	(1,819642)	(1,819377)	(1,788407)	(1,734202)			
Exportações	0,375743	0,392654	0,365654	0,503253	0,461223	0,558559	0,538816
	(0,143787) **	(0,144986) ***	(0,142900) **	(0,137885) ***	(0,054449) ***	(0,071326) ***	(0,072137) ***
Importações de máquinas	0,500124	0,479889	0,462056	0,396352	0,399285	0,263836	0,293651
	(0,089755) ***	(0,093279) ***	(0,092031) ***	(0,086570) ***	(0,085645) ***	(0,106697) **	(0,107947) ***
Crédito bancário		−0,714699	2,648981	2,539758	2,54134	2,588818	2,801684
		(0,931780)	(0,968753) ***	(0,917814) ***	(0,912747) ***	(0,895340) ***	(0,901279) ***
Dummy (WWI)						−0,358655	−0,321086
						(0,174259) **	(0,175001) *
Importações totais (sem máquinas)							0,318649
							(0,219801)
R-quadrado	0,430507	0,41948	0,462443	0,506074	0,505393	0,530266	0,542439
F	32,88377	20,47353	23,51402	27,32257			
Durbin–Watson	1,916663	1,898538	1,635156	1,946461	1,940449	1,882427	1,77757
Critério informação Akaike	2,220636	2,230564	2,180414	2,038489	2,016057	1,98827	1,985823
Critério informação Schwarz	2,303963	2,342413	2,29457	2,154242	2,102872	2,104023	2,130515
Observações	90	89	86	84	84	84	84

Notas: Os erros padrões estão entre parênteses e indicados com *** para p significante a 1%; ** para p significante a 5%; e * para p significante a 10%.
As variáveis estão definidas em termos logarítmicos, exceto a *dummy*.
Todas as variáveis são estacionárias, exceto o crédito bancário e as importações totais sem máquinas, que foram transformadas em primeira diferença, e também apresentaram estacionariedade.
Método da regressão: os valores reportados na tabela foram obtidos por mínimos quadrados (OLS). Os modelos também foram estimados por mínimos quadrados com quebras (BREAKLS) e os valores obtidos nas equações II a V foram os mesmos dos por mínimos quadrados, já que esses modelos não apresentaram quebras. O modelo da equação I apresentou quebra em maio de 1918 (por meio do teste de Bai-Perron $L+1$ vs. L, com quebras sequencialmente determinadas), mas a constante e pelo menos uma das variáveis independentes é não significante a 5%, antes e depois da quebra. As equações VI e VII não foram estimadas por mínimos quadrados com quebras por causa da *dummy*, já que essa especificação resulta em matriz singular ao menos em uma sub-amostra.
Equações:

$$\ln InvInd_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln ImpMaq_t + \varepsilon_t \quad \text{(I)}$$

$$\ln InvInd_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln ImpMaq_t + \beta_3 \ln CréditoBancário_t + \varepsilon_t \quad \text{(II)}$$

$$\ln InvInd_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln ImpMaq_t + \beta_3 \ln CréditoBancário_{t-3} + \varepsilon_t \quad \text{(III)}$$

$$\ln InvInd_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{t-1} + \beta_2 \ln ImpMaq_{t-1} + \beta_3 \ln CréditoBancário_{t-3} + \varepsilon_t \quad \text{(IV)}$$

$$\ln InvInd_t = \beta_0 \ln X_{t-1} + \beta_1 \ln ImpMaq_{t-1} + \beta_2 \ln CréditoBancário_{t-3} + \varepsilon_t \quad \text{(V)}$$

$$\ln InvInd_t = \beta_0 \ln X_{t-1} + \beta_1 \ln ImpMaq_{t-1} + \beta_2 \ln CréditoBancário_{t-3} + \beta_3 DummyWWI + \varepsilon_t \quad \text{(VI)}$$

$$\ln InvInd_t = \beta_0 \ln X_{t-1} + \beta_1 \ln ImpMaq_{t-1} + \beta_2 \ln CréditoBancário_{t-3} + \beta_3 DummyWWI + \beta_4 \ln ImpTotais\,sem\,máquinas_t + \varepsilon_t \quad \text{(VII)}$$

Fonte: Ver texto e Apêndice.

o investimento industrial. Esses resultados mostram a importância do crédito bancário, em períodos defasados, para o investimento industrial. Os resultados são importantes porque parte da literatura sobre indústria e bancos não relacionou diretamente a importância dos bancos para o crescimento da indústria.[22]

Dean (2006) apresentou algumas ideias de como a relação entre economia de exportação de café, importação de máquinas e crédito bancário pode ter ocorrido no período. O crescimento dos negócios de exportações de café gerava um afluxo de capital estrangeiro para a própria exportação de café, serviços de utilidade pública, parte da rede ferroviária, bancária e de seguros, e algumas indústrias. O fluxo de capital para as indústrias teria ocorrido por meio de importações financiadas por bancos comerciais. Assim, pequenos industriais de São Paulo adquiriam maquinaria pelas casas de importações, e os recursos dessas casas de importações vinham de crédito de bancos comerciais locais e subsidiários de bancos estrangeiros (Dean, 2006, pp.301–302). Os resultados do trabalho confirmam essas ideias e os mecanismos de transmissão dos recursos.

A equação IV foi calculada com o objetivo de melhorar os resultados do modelo para investimento na indústria paulista já que o Durbin-Watson da equação III está em um limite que é inconclusivo a rejeição da hipótese para autocorrelação. Assim, supondo que as exportações e as importações de máquinas para a indústria em períodos defasados poderiam ter impactado no investimento industrial, a equação IV calcula a regressão utilizando um mês de defasagem para exportações e importações de máquinas e três meses de defasagem para o crédito bancário. Os resultados do modelo da equação IV melhoraram com relação ao modelo da equação III (houve queda nos critérios de informação de Akaike e Schwarz). Na equação V foi retirado o intercepto, já que ele em todas as equações anteriores não é significante. Os resultados dos coeficientes das variáveis, em relação a equação IV, se alteram marginalmente. A equação VI adiciona uma variável *dummy* para o período da Primeira Guerra Mundial. Assim, nos meses da Primeira Guerra Mundial (entre agosto de 1914 e novembro de 1918), a diferença na taxa de investimento industrial paulista foi em média de −30,1%[23] com relação aos meses anteriores (janeiro de 1911 a julho de 1914) e posteriores a guerra (dezembro de 1918 a dezembro de 1920), mantendo fixos os demais fatores. Os impactos da guerra foram muito negativos para o investimento na indústria do estado de São Paulo.

A equação VII adiciona uma variável de controle, as importações totais sem as máquinas para a indústria, como uma aproximação para uma variável de crescimento econômico. Ou seja, a variável de controle representa as importações de consumo e insumos, refletindo uma aproximação com a atividade econômica interna. Essa equação foi necessária por causa da suspeita de endogeneidade[24] da variável crédito bancário,

[22] Algumas exceções dentro da literatura que mostram a importância dos bancos para o desenvolvimento industrial são Saes e Szmrecsányi (1995), Triner (1996), Triner (2000), Marques (2005), Dean (2006) e Hanley (2014). Cortes, Marcondes, e Diaz (2014) vincularam o investimento industrial a mecanismos mais específicos, como o título hipotecário, um crédito assegurado por bens imóveis e equipamentos.

[23] Cálculo da proporção exata já que a variável dependente está em logaritmo: $\exp(0{,}358655) - 1 = -0{,}30138$.

[24] Foi realizado um teste formal de endogeneidade (teste de Hausman). A forma reduzida foi estimada, com o crédito bancário regredindo todas as variáveis exógenas (inclusive a variável de controle importações totais sem máquinas, em primeira diferença, já que possuía raiz unitária). Depois de obtidos os resíduos

correlacionada com o erro, portanto, com uma variável importante omitida, como o crescimento econômico. Os resultados, com as importações totais sem máquinas, alteraram pouco os coeficientes da regressão, mantendo a importância das exportações totais, importações de máquinas e crédito bancário, principalmente, como determinantes do investimento industrial de São Paulo no período estudado.

7. Conclusões

O artigo apresentou uma nova base de dados para o investimento industrial em São Paulo, por meio do registro de empresas na Junta Comercial de São Paulo entre 1911 e 1920, com valores mensais. Com base na nova série testamos se houve mudança estrutural no investimento industrial de São Paulo ao longo dos anos 1910, período da Primeira Guerra Mundial. As quebras mais frequentes identificadas foram em agosto de 1914 e janeiro de 1919, datas próximas aos meses de início da Primeira Guerra Mundial (agosto de 1914), com efeito negativo no investimento da indústria, e seu fim (novembro de 1918), com efeito positivo no investimento da indústria em janeiro de 1919. Assim, concordamos com os autores que afirmaram que os efeitos da Primeira Guerra Mundial foram negativos para o investimento industrial. No geral, identificamos cinco quebras na série de investimento industrial em São Paulo entre 1911 e 1920. No trabalho explicamos essas quebras identificando os eventos históricos e econômicos do período.

Outro objetivo do artigo foi identificar as variáveis econômicas que influenciaram o investimento industrial em São Paulo antes de 1929, tendo como base a mesma série de investimento industrial. Depois de pesquisar a literatura sobre o investimento industrial no Brasil e mostrar que ainda não há um consenso sobre a questão sugerimos um modelo para explicar o investimento em São Paulo no período. As variáveis que se ajustaram e explicaram relativamente bem o investimento industrial foram as exportações (com um mês de defasagem), as importações de máquinas para a indústria (com um mês de defasagem) e o crédito bancário (com três meses de defasagem). Desse modo, os resultados do artigo concordam com parte da literatura que afirmou que o investimento industrial era explicado pela renda gerada pelas receitas de exportações, corrente conhecida como industrialização liderada pelas exportações. As importações de máquinas também foram importantes para o investimento industrial. Para a decisão do investimento na indústria nos anos 1910 em São Paulo, o baixo custo das máquinas e equipamentos, promovido geralmente por um câmbio apreciado, foi mais importante do que o indicativo de aumento da lucratividade e queda da concorrência de produtos importados, com câmbio depreciado. Nossos resultados mostram também a importância do crédito bancário, em períodos defasados, para o investimento industrial. Os resultados são importantes porque a literatura sobre indústria e bancos não conseguiu comprovar a importância dos bancos para o crescimento da indústria.

Como explicar a relação positiva do investimento industrial com as exportações, importações de máquinas e o crédito bancário?

A literatura historiográfica relatou os imigrantes importadores, principalmente, e os cafeicultores, com menor importância, como os investidores na indústria paulista.

v2, foram incorporados na equação estrutural para verificar sua significância. O v2 não é estatisticamente diferente de zero a 5% de significância ($p = 0{,}1511$), concluindo que o crédito bancário é exógeno, controlando para importações totais sem máquinas.

As evoluções do preço e das exportações do café eram essenciais para a economia paulista no final do século XIX e início do século XX, uma vez que em determinados períodos atingiu mais de 90% de todas as exportações do estado. O aumento do preço do café impactava positivamente na taxa de câmbio, valorizando a moeda nacional. Essa conjuntura era positiva para o importador, porque os produtos importados estavam relativamente baratos, inclusive as máquinas e equipamentos necessários para o investimento industrial, e também para os cafeicultores, por causa do alto preço do café. A renda gerada pelas exportações (com o aumento do preço do café) incentivava o investimento estrangeiro também na indústria, com a expectativa favorável em relação a economia nacional. Esse investimento na indústria, como novo empreendimento, com a abertura de novas firmas por imigrantes ou cafeicultores, era realizado pela importação de máquinas e equipamentos pelas casas de importações e financiada por bancos locais ou subsidiários estrangeiros que também poderiam financiar o capital de giro necessário para o investimento inicial. Assim, a diversificação dos investimentos dos comerciantes importadores e dos cafeicultores para a indústria parece ter ocorrido em períodos de bom desempenho da sua própria atividade e não quando sua atividade econômica estava em desaceleração.

Referências bibliográficas

Baer, W. (1988). *A industrialização e o desenvolvimento econômico do Brasil* (7ª ed.). Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas.

Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, *66*(1), 47–78. http://dx.doi.org/10.2307/2998540

Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, *18*(1), 1–22. http://dx.doi.org/10.1002/jae.659

Brasil. (1876). *Decreto nº 6.384, de 30 de novembro de 1876.* https://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1824-1899/decreto-6384-30-novembro-1876-549726-publicacaooriginal-65239-pe.html

Brasil. (1890a). *Decreto nº 596, de 19 de julho de 1890.* https://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1824-1899/decreto-596-19-julho-1890-505086-norma-pe.html

Brasil. (1890b). *Decreto nº 916, de 24 de outubro de 1890.* https://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1824-1899/decreto-916-24-outubro-1890-499250-publicacaooriginal-1-pe.html

Brasil. (1935). *Decreto nº 93, de 20 de março de 1935.* https://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1930-1939/decreto-93-20-marco-1935-505087-retificacao-77654-pe.html

Brasil. (2002). *Constituição federal, código comercial, código tributário nacional* (4ª ed.). São Paulo: Editora Revista dos Tribunais.

Cano, W. (1975). *Raízes da concentração industrial em São Paulo* (Tese de doutorado, UNICAMP, Campinas). http://repositorio.unicamp.br/jspui/handle/REPOSIP/280428

Cardoso, E. A. (1981). Desvalorizações cambiais, indústria e café: Brasil, 1862–1906. *Revista Brasileira de Economia*, *35*(2). http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/266

Cortes, G. S., Marcondes, R. L., & Diaz, M. D. M. (2014). Mortgages for machinery: Credit and industrial investment in pre-World War I Brazil. *Financial History Review*, *1*, 1–22. http://dx.doi.org/?

Dean, W. (1971). *A industrialização de São Paulo (1880–1945)*. São Paulo: Difel.

Dean, W. (2006). A industrialização durante a República Velha. *In* F. H. e. a. Cardoso (Org.), *O Brasil republicano: Estrutura de poder e economia (1889–1930)* (8ª ed., Vol. 8). Rio de Janeiro: Bertrand Brasil. (Introdução geral de Sérgio Buarque de Holanda)

DEIC/SACOP/SP. (1907–1928). *Boletim da diretoria de indústria e comércio, 1907–1928.*

DGE/MAIC. (1927). *Recenseamento do Brasil 1920: Primeira parte – Indústria* (Vol. V). Rio de Janeiro: Tipografia de Estatística.

Enders, W. (2015). *Applied econometric time series* (4ª ed.). Wiley.

Fishlow, A. (1972). Origens e consequências da substituição de importações no Brasil. *Estudos Econômicos*, *2*(6). http://www.revistas.usp.br/ee/article/view/143264

Furtado, C. (2000). *Formação econômica do Brasil* (27ª ed.). São Paulo: Companhia Editora Nacional/Publifolha.

Hanley, A. (2014). Bancos e o desenvolvimento econômico de São Paulo no século XIX. *In Brasileiros e brasilianistas: Novas gerações, novos olhares — Uma homenagem a Emília Viotti da Costa.* São Paulo: Arquivo Público do Estado de São Paulo.

Leff, N. H. (1991). *Subdesenvolvimento e desenvolvimento no Brasil: Vol. I – Estrutura e mudança econômica, 1822–1947*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura.

Luz, N. V. (1978). *A luta pela industrialização do Brasil, 1808 a 1930*. São Paulo: Editora Alfa Omega.

Malan, P. S., Bonelli, R., Abreu, M. d. P., & Pereira, J. E. d. C. (1977). *Política econômica externa e industrialização no Brasil (1939–1952)*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES.

Marques, T. C. N. (2005). Bancos e desenvolvimento econômico: Uma revisão das teses de Gerschenkron à luz da Cervejaria Brahma, 1888–1917. *História e Economia*, *1*(1), 87–119.

Marson, M. D. (2015). A industrialização brasileira antes de 1930: Uma contribuição sobre a evolução da indústria de máquinas e equipamentos no estado de São Paulo, 1900–1920. *Estudos Econômicos*, *45*(4). http://dx.doi.org/10.1590/0101-416145453mdm

Marson, M. D. (2017). *Origens e evolução da indústria de máquinas e equipamentos em São Paulo: 1870–1960*. São Paulo: Annablume/Fapesp.

Mello, J. M. C. d. (1991). *O capitalismo tardio* (8ª ed.). São Paulo: Brasiliense.

Mitchell, B. R. (2007). *International historical statistics: Europe, 1750–2005* (6ª ed.). Londres: Palgrave Macmillan.

MTIC. (1946). *Sociedades mercantis autorizadas a funcionar no Brasil, 1808–1946*. Departamento Nacional da Indústria e Comércio.

Pelaéz, C. M. (1979). *História econômica do Brasil*. São Paulo: Atlas.

Prado, C., Jr.. (1974). *História econômica do Brasil*. São Paulo: Editora Brasiliense.

Saes, F. A. M. (1989). A controvérsia sobre a industrialização na Primeira República. *Estudos Avançados*, *3*(7). http://dx.doi.org/10.1590/S0103-40141989000300003

Saes, F. A. M., & Szmrecsányi, T. (1995). El papel de los bancos extranjeros em la industrialización inicial de São Paulo. *In* C. Marichal (Org.), *Las inversiones extranjeras en América Latina, 1850–1930: Nuevos debates y problemas en historia económica comparada.* Ciudad de Mexico: Fondo de Cultura Económica.

Silva, S. (1976). *Expansão cafeeira e origem da indústria no Brasil.* São Paulo: Alfa Omega.

Simonsen, R. (1973). *A evolução industrial do Brasil e outros estudos*. São Paulo: Companhia Editora Nacional.

Stein, S. J. (1979). *Origens e evolução da indústria têxtil no Brasil, 1850–1950*. Rio de Janeiro: Campus.

Summerhill, W. R. (2015). *Inglorious revolution: Political institutions, sovereign debt, and financial undervelopment in imperial Brazil*. New Haven and London: Yale University Press.

Suzigan, W. (2000). *Indústria brasileira: Origem e desenvolvimento* (2ª ed.). São Paulo: Huicitec/Unicamp.

Triner, G. (1996). Banking, economic growth and industrialization: Brazil, 1906–1930. *Revista Brasileira da Economia*, *50*(1), 135–153. http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/662/8029

Triner, G. (2000). *Banking and economic development: Brazil, 1889–1930*. New York: Palgrave Macmillan.

Versiani, F. R. (1980). Industrialização e economia de exportação: A experiência brasileira antes de 1914. *Revista Brasileira de Economia*, *34*(1). http://dx.doi.org/http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/241

Versiani, F. R., & Versiani, M. T. (1977). A indústria brasileira antes de 1930: Uma contribuição. *In* F. R. Versiani & J. R. Mendonça de Barros (Orgs.), *Formação econômica do Brasil: Período Republicano.* São Paulo: Saraiva.

Villela, A. V., & Suzigan, W. (1975). *Política do governo e crescimento da economia brasileira, 1889–1945*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES.

Apêndice.

Tabela A-1. Capital das firmas manufatureiras, Exportações totais, Importações de máquinas para a indústria, Crédito bancário e Importações totais sem máquinas, estado de São Paulo, mensal, 1911–1920.

Mês/Ano	Capital firmas Manufatureiras (libras de 1913)	Exportações totais (libras de 1913)	Importação de máquinas para indústria (libras de 1913)	Crédito bancário SP (mil réis de 1913)	Importações totais sem máquinas (libras de 1913)
jan/11	177.349	1.500.189	63.468	185.896.716	1.081.931
fev/11	33.354	1.310.985	22.840	186.898.497	967.103
mar/11	51.699	1.536.594	13.158	182.629.192	1.179.742
abr/11	50.761	1.328.441	18.440	188.506.693	841.622
mai/11	28.842	2.143.056	20.847	185.372.603	1.345.806
jun/11	25.319	1.535.068	20.558	204.916.576	1.243.357
jul/11	70.251	2.255.625	15.404	228.036.447	998.715
ago/11	39.412	3.529.101	19.436	237.224.174	1.138.482
set/11	97.130	4.879.808	29.939	257.642.419	1.061.263
out/11	163.221	5.410.548	17.320	271.031.110	1.097.601
nov/11	44.083	4.404.548	23.357	263.131.328	1.347.379
dez/11	30.878	4.588.149	23.260	263.126.219	1.191.937
jan/12	86.551	2.837.694	31.915	218.666.453	1.218.393
fev/12	14.747	2.266.049	21.837	224.818.614	1.101.054
mar/12	103.923	1.694.960	29.045	242.672.947	1.587.171
abr/12	53.188	1.632.228	16.371	250.116.833	1.049.032
mai/12	82.347	1.585.261	35.753	249.870.173	1.385.688
jun/12	39.175	2.225.151	30.133	259.077.256	1.244.487
jul/12	62.470	2.848.206	46.784	264.938.446	1.581.934
ago/12	82.262	2.055.982	28.321	279.975.164	1.436.335
set/12	66.966	4.166.965	24.135	298.601.737	1.236.671
out/12	88.535	6.344.462	45.018	290.832.909	1.472.753
nov/12 e dez/12	141.332	3.447.928	43.381	260.568.072	1.433.869
dez/12		4.983.707	45.081	271.774.161	1.775.397
jan/13	67.838	4.407.154	29.889	283.874.829	1.738.129
fev/13	107.886	2.297.701	37.197	284.697.287	1.472.890
mar/13	93.948	1.249.145	37.766	301.761.458	1.777.643
abr/13	61.955	615.412	19.692	291.657.263	1.657.451
mai/13		994.242	17.386	302.536.486	1.529.830
jun/13		1.073.421	38.605	308.602.770	1.614.419
jul/13		1.516.410	29.661	310.502.632	1.400.519
ago/13		3.157.298	32.102	301.505.194	1.624.380
set/13		3.801.419	29.286	287.581.463	1.249.525
out/13 e nov/13	86.430	5.441.738	34.086	276.788.340	1.222.556
nov/13		4.440.341	62.796	264.463.300	1.324.734
dez/13		3.924.558	26.011	247.443.645	1.326.807
jan/14	21.995	3.310.132	18.063	268.692.898	967.957
fev/14	161.546	2.391.204	10.348	255.432.735	816.798
mar/14	59.555	1.664.093	16.964	256.000.777	1.064.798
abr/14	30.095	1.324.329	14.622	256.453.787	739.743
mai/14	55.844	1.228.956	10.733	222.711.300	882.022
jun/14		1.706.852	9.410	264.925.579	970.998

(*continua na próxima página*)

Tabela A-1. (*continuação*)

Mês/Ano	Capital firmas Manufatureiras (libras de 1913)	Exportações totais (libras de 1913)	Importação de máquinas para indústria (libras de 1913)	Crédito bancário SP (mil réis de 1913)	Importações totais sem máquinas (libras de 1913)
jul/14	41.143	1.155.794	6.390	268.777.338	727.368
ago/14	18.085	463.414	3.907	262.189.379	741.050
set/14		1.353.297	2.284	261.384.557	411.424
out/14		2.032.450	430	258.851.704	332.745
nov/14		2.311.189	1.395	251.822.381	337.556
dez/14	27.134	2.563.574	2.018	251.222.170	434.576
jan/15	14.166	2.406.094	3.014	193.072.408	318.299
fev/15	14.128	1.484.534	975	189.524.585	334.657
mar/15	23.997	1.975.359	2.107	183.490.844	485.095
abr/15	8.968	1.573.449	5.442	182.438.981	615.491
mai/15	14.352	715.445	3.542	188.361.771	570.324
jun/15		388.337	11.090	192.658.774	584.028
jul/15	11.452	859.786	3.830	194.602.273	603.162
ago/15	25.579	1.674.950	3.777	189.809.163	556.405
set/15	8.027	1.475.648	1.544	182.177.511	501.420
out/15	11.163	2.669.713	4.704	188.545.993	803.952
nov/15	5.976	2.276.939	3.090	182.744.882	549.713
dez/15	27.911	2.257.699	3.862	184.502.374	641.977
jan/16	29.427	869.544	2.956	155.039.009	404.043
fev/16	9.774	1.059.795	2.971	162.486.792	480.382
mar/16	13.775	1.287.307	2.358	161.860.866	522.675
abr/16	4.698	1.011.598	2.705	169.605.109	463.298
mai/16	5.382	1.289.990	5.896	153.369.710	699.846
jun/16	8.328	583.261	8.782	186.347.099	488.986
jul/16		1.168.741	5.666	192.729.333	701.012
ago/16	9.589	1.192.776	8.832	194.513.114	531.352
set/16	37.048	1.608.371	5.936	197.803.470	540.531
out/16	7.746	1.676.905	3.006	206.478.116	541.888
nov/16	29.766	2.143.713	3.192	204.743.958	538.324
dez/16		1.481.829	8.044	207.553.326	802.934
jan/17	27.740	561.049	7.124	146.984.421	361.343
fev/17	13.722	1.500.385	2.105	147.144.020	338.972
mar/17	22.087	784.937	2.918	150.366.863	302.786
abr/17	4.454	1.158.085	8.367	154.338.451	626.787
mai/17	9.164	843.338	1.435	157.626.248	425.833
jun/17	10.480	729.411	4.381	159.107.543	480.292
jul/17	5.712	533.162	3.443	158.046.652	376.598
ago/17	8.326	987.203	4.714	158.930.917	518.842
set/17	9.274	897.892	3.126	158.573.647	523.918
out/17		1.066.169		162.959.502	452.856
nov/17	18.132	820.309		167.736.372	438.337
dez/17	15.640	880.555	5.833	176.989.137	988.876
jan/18	13.391	698.377	3.222	204.390.538	268.383
fev/18	18.398	664.497	3.251	211.416.267	400.447
mar/18	20.505	424.141		216.475.173	397.543
abr/18	18.311	870.119		213.312.887	558.722

(*continua na próxima página*)

Tabela A-1. (*continuação*)

Mês/Ano	Capital firmas Manufatureiras (libras de 1913)	Exportações totais (libras de 1913)	Importação de máquinas para indústria (libras de 1913)	Crédito bancário SP (mil réis de 1913)	Importações totais sem máquinas (libras de 1913)
mai/18	47.885	958.73	6.064	224.826.477	401.671
jun/18	56.341	844.609	3.404	230.347.310	468.894
jul/18	31.543	718.15	11.120	243.351.275	468.717
ago/18	21.090	594.876	4.571	254.836.445	404.698
set/18	26.368	613.047	5.833	272.378.991	806.054
out/18	37.167	571.365		277.855.548	629.617
nov/18	1.615	675.723		274.575.135	554.862
dez/18	3.946	1.130.306	7.928	269.131.001	623.526
jan/19	41.120	1.458.267	6.336	258.842.982	510.156
fev/19	107.076	2.874.878	7.554	269.193.031	980.203
mar/19	23.546	2.614.277		264.448.373	826.933
abr/19	49.923	2.317.347		270.649.366	680.586
mai/19	42.550	1.607.706	4.103	286.764.795	468.424
jun/19	14.891	2.301.552	8.300	310.654.200	921.190
jul/19	32.607	2.646.844	4.964	320.327.187	604.648
ago/19	45.944	1.731.787	19.472	384.143.868	722.831
set/19	14.034	1.741.381	9.237	383.012.008	997.095
out/19	38.171	2.221.240		389.846.447	622.858
nov/19	12.643	2.427.817		379.994.534	587.810
dez/19	84.389	1.677.416	12.010	434.782.040	1.051.591
jan/20	67.984	1.853.532	7.620	332.541.244	705.102
fev/20		1.877.067	6.926	319.527.062	844.811
mar/20	107.145	2.510.744	7.634	352.628.749	550.831
abr/20	21.571	1.810.189	12.684	384.671.348	771.131
mai/20		1.444.214		396.331.991	967.030
jun/20		1.306.611		418.845.334	827.707
jul/20	67.213	919.502		420.366.491	947.118
ago/20	33.364	1.201.791		412.709.375	1.344.466
set/20	55.015	1.440.665	13.909	424.037.266	940.195
out/20	19.288	1.080.780	13.197	422.774.298	1.372.049
nov/20	5.588	945.273	25.744	424.727.974	992.370
dez/20	26.979	574.062	7.389	413.219.207	779.188

Fonte: ver seção 3 e 5.