



# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 26 – nº 2

Abril – Junho 2022

## ARTIGOS

**Prestígio da faculdade e sucesso profissional do economista no Brasil**

Carlos Roberto Azzoni, Mateus Machado Godinho

**Carga tributária e ineficiência no setor público: análises de bem-estar e crescimento econômico**

Francisco Germano Carvalho Lúcio, Arley Rodrigues Bezerra, Ricardo A. de Castro Pereira

**Políticas públicas e redução da criminalidade: uma avaliação do programa Pacto pela Vida do Estado de Pernambuco**

Raul da Mota Silveira Neto, José Luiz Ratton, Tatiane Almeida de Menezes, Circe Maria Gama Monteiro

**O cigarro e o adolescente no Brasil: a importância do capital humano da mãe para estudantes do nono ano do ensino fundamental em 2015**

Ronivaldo Steingraber

**The role of international reserves on real exchange rate: a panel data analysis**

Flávio Vilela Viera, Cleomar Gomes da Silva

ECONOMIA FEA-RP/USP



# ECONOMIA APLICADA

Vol. 26 – nº 2 Abril – Junho 2022

PAPERS

**College prestige and career success of Brazilian economists**

Carlos Roberto Azzoni, Mateus Machado Godinho

**Tax burden and inefficiency in the public sector: analyses of welfare and economic growth**

Francisco Germano Carvalho Lúcio, Arley Rodrigues Bezerra, Ricardo A. de Castro Pereira

**Public policy and crime reduction: an evaluation of Program *Pacto pela Vida* of Pernambuco State**

Raul da Mota Silveira Neto, José Luiz Ratton, Tatiane Almeida de Menezes, Circe Maria Gama Monteiro

**The cigarette and adolescents in Brazil: the importance of human capital of mother for students of ninth year of fundamental education in 2015**

Ronivaldo Steingraber

**The role of international reserves on real exchange rate: a panel data analysis**

Flávio Vilela Viera, Cleomar Gomes da Silva

ISSN 1980-5330



APOIO:





# ECONOMIA APLICADA

Vol. 26 – nº 2

Abril – Junho 2022

## Editor

Eliezer Martins Diniz

## Editores Associados

Edson Zambon Monte  
Fernando Antonio de Barros Júnior  
Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz  
Reynaldo Fernandes

## Conselho Editorial

<b>Affonso Celso Pastore</b> USP	<b>Carlos Roberto Azzoni</b> USP
<b>Cássio F. Camargo Rolim</b> UFPR	<b>Cláudio Monteiro Considera</b> UFF
<b>Clélio Campolina Diniz</b> CEDEPLAR	<b>Denisard C. de Oliveira Alves</b> USP
<b>Eleutério F. S. Prado</b> USP	<b>Fernando de Holanda Barbosa</b> FGV/RJ, UFF
<b>Francisco Anuatti Neto</b> USP/RP	<b>Geoffrey J. D. Hewings</b> University of Illinois
<b>Geraldo Sant'ana de Camargo Barros</b> ESALQ/USP	<b>Gustavo Maia Gomes</b> IPEA
<b>José Marcelino da Costa</b> NAEA/PA	<b>José A. Scheinkman</b> Princeton University
<b>Lízia de Figueirêdo</b> UFMG	<b>Marcelo Portugal</b> UFRGS
<b>Maria José Willumsen</b> Florida International University	<b>Márcio Gomes Pinto Garcia</b> PUC/RJ
<b>Mário Luiz Possas</b> UFRJ	<b>Paulo César Coutinho</b> UnB
<b>Paulo Nogueira Batista Júnior</b> FGV/SP	<b>Pedro Cesar Dutra Fonseca</b> UFRGS
<b>Pedro Luiz Valls Pereira</b> FGV/SP	<b>Pierre Perron</b> Boston University
<b>Ricardo R. Araújo Lima</b> UnB	<b>Roberto Smith</b> UFCE
<b>Rodolfo Hoffmann</b> ESALQ/USP	<b>Rogério Studart</b> UFRJ
<b>Russell E. Smith</b> Washburn University	<b>Sérgio Werlang</b> FGV/RJ
<b>Tomás Málaga</b> FGV/SP	<b>Victor Bulmer-Thomas</b> University of London
<b>Wilson Suzigan</b> Unicamp	



A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo. Os conceitos emitidos são de responsabilidade exclusiva do(s) autor(es). A simples remessa do trabalho implica que o(s) autor(es) concordam que, em caso de aceitação para publicação, a ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS) passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa. Esta revista na versão on-line possui vários indexadores, cuja lista atualizada encontra-se no site da revista no Portal Revistas USP.

Secretaria e Divulgação: Juliana de Freitas Vitória      Capa: Christof Gunkel  
Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)  
Diagramação: João Pedro dos Santos Costa

## Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP  
Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.  
CEP 14040-905  
Telefone: (0xx16) 3315-0407  
E-mail: [revecap@usp.br](mailto:revecap@usp.br)  
Site: <http://www.usp.br/revecap>

## FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

Publicado anteriormente sob responsabilidade de FEA/USP, FIPE e FEA-RP  
ISSN 1980-5330

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

CDD 22.ed – 330.

# ECONOMIA APLICADA

Vol. 26 – nº 2

Abril – Junho 2022

## ARTIGOS

- 125 **Prestígio da faculdade e sucesso profissional do economista no Brasil**  
Carlos Roberto Azzoni , Mateus Machado Godinho
- 151 **Carga tributária e ineficiência no setor público: análises de bem-estar e crescimento econômico**  
Francisco Germano Carvalho Lúcio , Arley Rodrigues Bezerra , Ricardo A. de Castro Pereira
- 175 **Políticas públicas e redução da criminalidade: uma avaliação do programa Pacto pela Vida do Estado de Pernambuco**  
Raul da Mota Silveira Neto , José Luiz Ratton , Tatiane Almeida de Menezes , Circe Maria Gama Monteiro
- 203 **O cigarro e o adolescente no Brasil: a importância do capital humano da mãe para estudantes do nono ano do ensino fundamental em 2015**  
Ronivaldo Steingraber
- 221 **The role of international reserves on real exchange rate: a panel data analysis**  
Flávio Vilela Viera, Cleomar Gomes da Silva





## PRESTÍGIO DA FACULDADE E SUCESSO PROFISSIONAL DO ECONOMISTA NO BRASIL

CARLOS ROBERTO AZZONI \*  
MATEUS MACHADO GODINHO †

### Resumo

Com base em questionários respondidos por 633 economistas filiados ao Corecon-SP, buscamos verificar a influência do prestígio da faculdade cursada na carreira dos economistas. Foram considerados o nível salarial e a posição hierárquica do cargo em três momentos da carreira: obtenção do primeiro emprego, a evolução ao longo da carreira e a situação no momento da pesquisa (2013). As conclusões indicam que o prestígio da faculdade impacta positivamente a entrada no mercado de trabalho, nas três dimensões abordadas, mas que essa influência diminui ao longo da carreira. Dimensão igualmente importante é a qualidade do aluno ao longo do curso, variável que representa características pessoais que podem influenciar no sucesso da carreira. Verificou-se também que as faculdades públicas, em geral, apresentam influência mais positiva do que as privadas.

**Palavras-chave:** Carreira do economista; prestígio da faculdade; sucesso na carreira; evolução salarial

### Abstract

Based on a survey of 633 economists affiliated with the Corecon-SP, we seek to verify if the prestige of the college influences career success, as measured by the wage level and the hierarchical position in three moments: first job, evolution along the career and the situation at the time of the survey (2013). We find that college prestige affects positively on entry into the labor market, but that this influence decreases along the way. An equally important dimension is the quality of the student throughout the course, a variable representing personal characteristics also proved highly influential. Public institutions seem to have larger influence in career success than private schools, which is a well-known characteristic of the Brazilian higher education system.

**Keywords:** Economist career; career success; college prestige; salary evolution

**JEL classification:** A10; A11; A14; J24; J44

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea142937>

---

\* Departamento de Economia - FEA-USP. E-mail: cazzoni@usp.br

† FGV-EPGE. E-mail: mateus.godinho704@gmail.com

## 1 Introdução

Vários estudos registram os efeitos positivos da obtenção de grau universitário na renda obtida ao longo da carreira profissional, conforme documenta a literatura nacional (Barros & Grosner 2014, Binelli, Meghir & Menezes-Filho 2008) e internacional (Murnane, Willett & Levy 2014, Card 2001, Murphy & Peltzman 2004, Meghir & Rivkin 2011, Dale & Krueger 2002, 2014, Klein 2021). Valendo essa conclusão para a graduação em geral, resta inquirir sobre o efeito da graduação na carreira de profissões específicas, o que é feito por Neri (2005). O autor mostra que uma pessoa com ensino médio obtém um salário 218% maior em relação a uma pessoa, com iguais características, mas sem qualquer estudo. A obtenção do diploma de graduação em economia eleva essa diferença para 815%; obter o título de mestre ou doutor em economia aumenta a diferença para 1.367%. Esses degraus de rendimento referem-se a economistas como um todo, independentemente de idade, gênero, setor de atividade etc. Principalmente, não diferenciam os economistas com respeito à faculdade onde obtiveram seus diplomas, aspecto que sobre o qual nos debruçamos nesta pesquisa.

A pergunta que fazemos é: faz diferença na carreira dos economistas o prestígio da faculdade cursada? Com base em questionários respondidos por economistas formados, abordamos três momentos da carreira profissional: o primeiro emprego, a evolução ao longo da carreira e a situação na ocasião do levantamento, em 2013. Em cada momento, consideramos dois aspectos: o nível salarial e o grau hierárquico. As conclusões indicam que o prestígio da faculdade impacta positivamente a entrada no mercado de trabalho, nas três dimensões abordadas, mas que essa influência diminui ao longo da carreira. Comparativamente, a influência da faculdade ombreia-se com a importância da qualidade do aluno ao longo do curso, variável que representa características pessoais que podem influenciar no sucesso da carreira. Exercício adicional buscou avaliar a diferença de performance entre egressos de faculdades públicas e privadas, revelando que as primeiras se diferenciam positivamente das segundas. Nas seções seguintes descreve-se a pesquisa realizada e os testes estatísticos feitos.

## 2 Revisão da literatura

A revisão da literatura disponível indica que é escassa a produção na área de interesse deste trabalho. Há um pequeno número de estudos tentando avaliar o grau de eficiência dos cursos no Brasil, destacando-se entre eles os esforços de Façanha & Marinho (2001), Costa, Souza, Ramos & Silva (2012), Costa, Ramos, Souza & Sampaio (2015), Almeida et al. (2018). A relação da escolha da carreira com a remuneração futura no exercício da profissão é também considerada em alguns deles, como em Casari (2006) e Bartalotti & Menezes-Filho (2007). Porém a influência do prestígio da faculdade no desempenho profissional não tem encontrado interesse na literatura, provavelmente pela escassez de informações que possibilitem tal avaliação.

Há na literatura internacional alguns trabalhos tratando especificamente do impacto de estudar em uma universidade de maior prestígio (ou mais seletiva) sobre os resultados obtidos no mercado de trabalho. Alguns apontam para retorno positivo em termos de salário e cargo (Witteveen & Attewell 2017, Brand & Halaby 2006, Belfield, Britton, Buscha, Dearden, Dickson, Van

Der Erve, Sibieta, Vignoles, Walker & Zhu 2018, Klein 2021), enquanto outros não encontram resultados significativos com relação ao sucesso na carreira (Dale & Krueger 2014, Sullivan, Parsons, Green, Wiggins & Ploubidis 2018). Klein (2021) aproxima-se de nosso enfoque, ao discutir o impacto do prestígio no mercado de trabalho britânico. Entendemos que nosso trabalho colabora para a ampliação dessa literatura ao trazer nova discussão sobre o impacto do prestígio da universidade de economistas brasileiros no mercado de trabalho.

A primeira questão a tratar é o que se considera por sucesso na carreira. Costa (2013) faz uma revisão das várias abordagens sobre a questão e indica que a carreira pode ser definida como a sequência de posições ocupadas durante a vida de uma pessoa, em função não só dos trabalhos, estudos e outras experiências de vida, mas também das suas percepções individuais, atitudes e comportamentos profissionais, que resultam em desenvolvimento de competências para lidar com situações de trabalho de maior complexidade, e em constante transformação. Estas posições são influenciadas e negociadas considerando motivos e aspirações individuais, expectativas e imposições da organização e da sociedade (p. 5). Já sucesso na carreira tem ... várias dimensões, tais como: resultados financeiros, promoções, realização de metas, capacidade crescente de se adaptar e atuar em trabalhos de maior nível de complexidade, identidade com o trabalho, visibilidade no mercado de trabalho ou empregabilidade, equilíbrio vida-trabalho, realização pessoal, sentimento de orgulho e reconhecimento das outras pessoas (p. 7). Segundo o autor, a avaliação externa do sucesso na carreira, também denominada sucesso objetivo na carreira, geralmente é aplicada com variações de medida da renda e da posição hierárquica atingida (p. 7). Essa é a perspectiva utilizada neste trabalho, já que consideramos os níveis salariais e a posição hierárquica de cada pessoa, em relação ao grupo de pessoas com igual formação. Ademais, incluímos a facilidade de obtenção do primeiro emprego.

O prestígio da universidade oferece uma sinalização a respeito da qualidade do economista formado. Na ausência de informações confiáveis sobre as habilidades dos indivíduos, empregadores podem usar essa informação para auxiliar suas decisões de contratação. A sinalização no mercado de trabalho é preocupação constante na literatura que trata da assimetria de informação entre trabalhador e empresa. Martin (2019) apresenta revisão ampla da literatura sobre o tema, enquanto Baldo et al. (2019) apresenta modelo que considera assimetria de informação envolvendo a empresa, o trabalhador e eventuais terceiros envolvidos no processo de contratação.

Rivera (2015) faz um extenso estudo do papel da faculdade de origem dos profissionais no sucesso da carreira no caso americano, especialmente no momento do recrutamento. O seu argumento central é que os métodos de definição de mérito por parte dos recrutadores enviesam o processo seletivo dos melhores cargos e salários, privilegiando candidatos com *background* social privilegiado. Segundo a autora, esse processo cria uma forma de “teto de classe” (*class ceiling*) para os estudantes em termos de salários e tipos de trabalho, mesmo para egressos de universidades de elite. O estudo analisa como os recrutadores das empresas de elite no setor de serviços americano usam informações da faculdade cursada para tomar suas decisões. Interessantemente, encontra que os empregadores reconhecem que o prestígio da faculdade de origem é um indicador para qualidades cognitivas, culturais e morais dos candidatos, independentemente da sua performance efetiva no trabalho.

Carney (2011), a partir do estudo de Rivera (2011), conclui que parece que

as firmas de elite simplesmente usam o fato de (os candidatos) terem cursado Harvard, Yale, Princeton, Stanford e Wharton como uma *proxy* para inteligência. Estudo realizado pelo Wall Street Journal com pessoas empregadas nos Estados Unidos indica o grau de influência que a reputação da faculdade e os contatos feitos na época para o atual sucesso no emprego/carreira. A frequência de respondentes afirmando que a reputação e os contatos da faculdade foram ou “importantes” ou “muito importantes” variou entre 59% para Engenharia Ambiental e 57% para Engenharia Civil, decrescendo para 29% em História e 32% em Psicologia e Comunicação. Para Economistas, a frequência foi de 42%. Entre os respondentes dos questionários enviados no levantamento de informações que serve de base a este trabalho, 30,5% responderam “Sim” à pergunta: “A imagem e o prestígio da sua faculdade têm influência no nível salarial atual e a posição na hierarquia?”. Evidentemente, outras dimensões interferem no sucesso na carreira. Por exemplo, Curi & Menezes-Filho (2014) mostraram que o desempenho dos alunos nos exames de matemática de uma geração afeta o seu salário cinco anos depois, como uma elasticidade de 0,3. Ou seja, características pessoais são importantes na determinação do sucesso profissional, aspecto que foi incluído na pesquisa através da opinião dos respondentes ao questionário utilizado sobre sua performance, como aluno, em relação aos demais alunos da classe. Além disso, coletaram-se informações sobre o atraso escolar.

### 3 Base de dados

Em parceria com o Conselho Regional de Economia do Estado de São Paulo e a Ordem dos Economistas do Brasil, no primeiro semestre de 2013 foram enviados questionários eletrônicos a todos os economistas registrados no Corecon-SP, tendo-se obtido retorno de 633 deles <sup>1</sup>, egressos de 85 diferentes faculdades de economia. É com base nessa amostra de profissionais que se investigou a pergunta-chave do estudo.

O questionário abordou várias dimensões de interesse para a realização da pesquisa. Procuramos levantar informações que pudessem representar características pessoais dos respondentes, já que, além da qualidade da faculdade, talentos individuais são evidentemente importantes no sucesso profissional. Também procuramos caracterizar a preparação do aluno antes do vestibular, em termos das condições do estudo no ensino médio. Informações como idade e gênero foram também registradas. Detalhes são apresentados no apêndice: a Tabela A.1 lista as variáveis coletadas; a Tabela A.5 reproduz o questionário completo; as tabelas A.2 e A.3 apresentam as estatísticas descritivas das variáveis dependentes e dos controles, respectivamente.

Sobre o ensino médio, procurou-se captar informações sobre a escola cursada, sobre a qualidade do aluno e sobre o ambiente de estudo. Inicialmente, diferenciou-se a escola entre pública (49,5%) e privada, procurando-se controlar pela qualidade do ensino recebido. Sabidamente, as escolas públicas, em geral, situam-se em patamar inferior de qualidade, o que poderia comprometer o sucesso futuro na carreira <sup>2</sup>. Também se levantou se o aluno frequentou

---

<sup>1</sup>Embora alguns poucos não tenham respondido a todas as questões formuladas.

<sup>2</sup>Dado que há na amostra economistas de várias gerações, tal afirmação deve ser considerada com cuidado. Ainda que seja válida para os anos recentes, sabe-se que no passado distante a situação era exatamente a oposta.

curso preparatório pré-vestibular (52,6%). Solicitou-se ainda que cada respondente oferecesse uma avaliação subjetiva sobre a qualidade da escola cursada nesse nível de ensino, em comparação com as demais disponíveis na época do curso, em escala com seis níveis, de “muito ruim” a “excelente” (as frequências de respostas para esses níveis foram: 0,6%; 3,3%; 10%; 34,1%; 36,3%; 15,7%, com concentração nos níveis 4 e 5). Trata-se de informação subjetiva, evidentemente, mas julgou-se relevante obter esse tipo de controle para melhor qualificar as conclusões sobre o prestígio da faculdade.

Passando para as características pessoais, solicitou-se auto avaliação de cada economista sobre sua qualidade como aluno no nível médio de ensino, em comparação aos demais alunos da sua classe, também em escala de um a seis (0%; 0,6%; 4,8%; 33,7%; 44,9%; 16%). Essa variável apresenta um controle fundamental sobre os talentos pessoais, pois mesmo alunos envolvidos em cursos de baixa qualidade podem superar essa deficiência a partir de suas qualidades próprias. As outras quatro variáveis nessa dimensão assumiram caráter dicotômico (sim x não): se o aluno estava na série correta para sua idade (82,3%), se passou no vestibular na primeira tentativa (79,5%), se entrou na faculdade (68,2%) e no curso (87,8%) que eram sua primeira opção. Para melhorar a caracterização do ambiente em que estudou, coletou-se informação sobre se o curso era noturno (50,5%) e se o aluno trabalhava simultaneamente (56,2%).

Sobre a faculdade cursada, coligiram-se informações sobre se era pública (49,5%) ou privada, na perspectiva de que, em geral, os melhores cursos estão nas universidades públicas, pelo menos no período abrangido pelo levantamento. Sobre o ambiente de estudo, também se procurou saber se o curso era noturno (50,5%), se o aluno trabalhava simultaneamente (56,2%), e se fez estágio (47,2%). Sobre as características pessoais do aluno, repetiu-se nesse nível de ensino a pergunta sobre sua auto avaliação como aluno, em relação aos demais alunos da classe (0%; 1,3%; 5,2%; 36,9%; 44,5%; 12,1%). Avaliou-se também se estava no semestre correto para sua idade (82,3%), e se utilizou recursos disponíveis fora da sala de aula, tais como biblioteca, palestras etc. (1,1%; 5,6%; 15,6%; 32,1%; 33,5%; 12,2%).

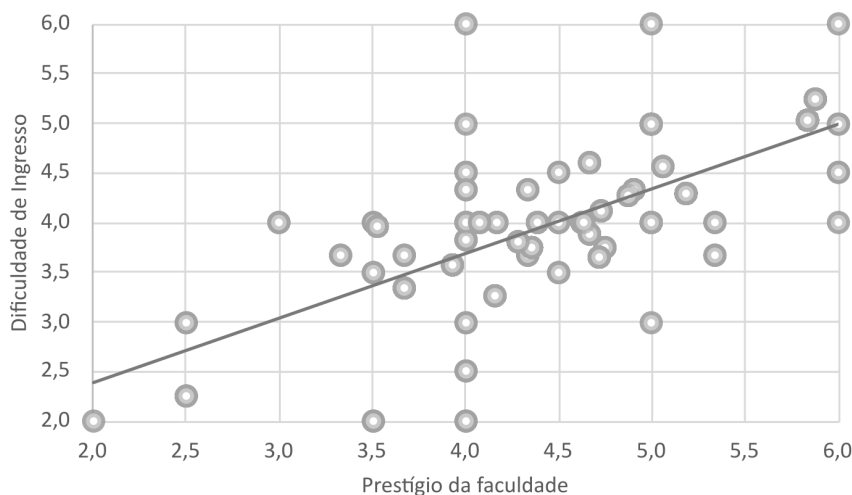
Sobre o prestígio da universidade, variável chave para o estudo aqui relatado, duas dimensões foram consideradas. Em primeiro lugar, solicitou-se uma avaliação subjetiva de cada respondente sobre o prestígio da universidade cursada, em escala de 1 (muito ruim) a 6 (excelente): 0,3%; 1,9%; 7,4%; 28,3%; 33,7%; 28,3%. Nota-se concentração das respostas nos três níveis superiores, com pouca frequência nos três primeiros níveis. Outra maneira de verificar o prestígio foi perguntar sobre a dificuldade de ingresso no curso, que pode ser entendido como um indicador do interesse que o curso despertava por ocasião do vestibular. Também em escala de um (fácil) a seis, as respostas foram: 1,4%; 4,8%; 17,6%; 35,8%; 28,6%; 11,8%. Sobre a entrada no mercado de trabalho, perguntou-se: “a imagem da sua faculdade facilitou a conquista do seu primeiro emprego?”. Foram obtidas as seguintes frequências de respostas na escala de um (não) a seis (muito): 12,1%; 10,5%; 18,4%; 20,5%; 20,8%; 17,7%. Adicionalmente, perguntou-se se “a imagem e o prestígio da faculdade têm influência no nível salarial atual e a posição na hierarquia?”, com respostas negativas para 69% dos respondentes.

Embora as duas maneiras de julgar o prestígio da faculdade cursada forneçam avaliações subjetivas, portanto sujeitas a todas as limitações inerentes a esse tipo de esforço, a dispersão dos resultados disposta na Figura 1 indica que

há consistência nas respostas. Esse gráfico exibe as notas médias de prestígio e dificuldade de ingresso atribuídas por egressos da mesma instituição. Revelam, portanto, um conjunto de avaliações de várias pessoas formadas pela mesma instituição. Ainda que haja dispersão de respostas em uma dimensão para igual nível da outra dimensão, no geral a correlação é alta (0,8) e os resultados encorajam o seu uso para os fins desta pesquisa.

Finalmente, a caracterização do sucesso na carreira foi feita em três momentos, como explicitado anteriormente. Sobre o início na carreira, perguntou-se sobre a facilidade em obter o primeiro emprego (escala de um a seis: 8,0%; 5,9%; 14,6%; 18,6%; 27,3%; 25,6%), sobre o salário inicial, em relação aos demais ingressantes no mercado de trabalho da época (escala de um a seis: 4,4%; 5,5%; 22,9%; 35,6%; 22,8%; 8,8%), sobre o nível do cargo inicial, também em relação aos demais ingressantes (escala de um a seis: 4,3%; 5,6%; 22,3%; 36,0%; 24,1%; 7,9%). Com respeito à evolução na carreira, levantaram-se informações sobre a velocidade de ascensão na carreira (3,4%; 3,7%; 17,8%; 27,5%; 35,4%; 12,3%) e sobre a evolução salarial (3,5%; 3,5%; 17,2%; 31,7%; 33,9%; 10,1%), em relação aos demais profissionais da área do economista (ambas em escala de um a seis). Finalmente, questionou-se sobre o nível salarial (4,6%; 7,0%; 17,3%; 31,5%; 29,4%; 10,1%) e a posição hierárquica (5,2%; 5,5%; 14,5%; 29,8%; 33,1%; 11,9%) no momento de responder o questionário, também com relação aos demais profissionais da área, com as mesmas escalas de um a seis. O tempo de formado também foi considerado na análise. As tabelas A.1 e A.2, no apêndice, apresentam estatísticas descritivas das variáveis dependentes e independentes.

**Figura 1:** Correlação entre prestígio e dificuldade de ingresso \*



\* Médias das respostas de todos os alunos da mesma faculdade

#### 4 Análise econométrica

Na seção anterior apresentamos as frequências das respostas aos itens incluídos nos questionários. Embora elas ofereçam uma primeira informação

sobre os resultados, são evidentemente limitadas, pois ignoram a riqueza da diversidade presente nas várias respostas e nas suas combinações. Nesta seção descreve-se o exercício econométrico realizado para avaliar a importância de cada variável em particular, líquida dos efeitos das demais. Para avaliar se o prestígio da faculdade influencia o sucesso na carreira, foram estimadas regressões tendo o sucesso na carreira como variável dependente, e o prestígio da faculdade como variável independente. Para representar o prestígio da faculdade, adotou-se a média das duas variáveis coletadas: avaliação subjetiva e dificuldade de ingresso no vestibular. Foram também incluídos oito controles, para considerar as condições de estudo do aluno e suas habilidades pessoais, representadas pelas variáveis anteriormente descritas. Assim, estimaram-se funções do tipo:

Sucesso =  $f$ (Prestígio faculdade; Qualidade aluno; Condições estudo; Outros)

As variáveis dicotômicas (sim x não) transformaram-se em *dummies* 1 ou 0 e as variáveis de seis níveis foram codificadas em níveis de 1 a 6. Dado o formato categórico e ordinal das variáveis, utilizou-se nas estimações o método Logit Ordenado, como indicam Cameron & Trivedi (2005). Este método permite encontrar o efeito de cada variável independente a partir de cortes aplicados sobre as diferentes opções (1 a 6) das variáveis dependentes. Dessa forma, são estimados scores a partir de funções lineares das variáveis dependentes que definem a probabilidade de se obter  $i$  ( $1 \leq i \leq 6$ ) mais os erros padrões  $u_j$  ( $j = 1, \dots, 633$ , número de indivíduos) em um intervalo entre os cortes  $k_i$ , segundo a função generalizada para o Logit Ordenado:

$$Pr(sucesso_j = i) = Pr(k_{i-1} < \beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_k x_{kj} + u_j \leq k_i)$$

Para cada variável  $x_k$  ( $k = 1, \dots, 8$ ), a probabilidade de obter o resultado  $i$  é de  $\beta_k + u_j \leq k_i$ , ou, equivalentemente,  $u_j \leq k_i - \beta_k$ . A probabilidade do resultado ser  $i$ , dada a variável  $k$ , é  $\frac{1}{1 + e^{-(k_i + \beta_k)}}$ .

#### 4.1 Resultados gerais

Considerando que o “Sucesso na Carreira” aparece na pesquisa em formas distintas, foram consideradas sete variáveis para representá-lo, tendo-se estimado igual número de regressões, cujos resultados constam da Tabela 1. Há três grupos de colunas, referentes aos distintos momentos da carreira: primeiro emprego; evolução na carreira e situação atual. Em cada grupo de colunas, há resultados para o nível salarial e para o cargo ocupado, havendo uma regressão adicional para a facilidade de obtenção do primeiro emprego.

A primeira linha destaca a variável de interesse deste trabalho, o prestígio da faculdade. Observa-se que seus coeficientes são sempre positivos e estatisticamente significantes<sup>3</sup>. Isso revela que o conceito da faculdade cursada parece afetar positivamente a carreira do economista nos seus vários estágios. A introdução dos controles anteriormente discutidos (segundo grupo de linhas) altera apenas marginalmente os valores estimados dos coeficientes, indicando

<sup>3</sup>Lembrando que os níveis citados vão de 1 a 6. Para a interpretação dos coeficientes, ver “Ordered Logistic Regression, Stata Annotated Output”, <https://stats.idre.ucla.edu/stata/output/ordered-logistic-regression/>

que seu papel é pequeno na explicação do sucesso na carreira. Percebe-se, pela evolução dos valores dos coeficientes, que a influência é menor na posição final do que na inicial. Ou seja, a influência do prestígio é particularmente importante no início da carreira. Ao longo do seu desenvolvimento, todavia, outras características pessoais parecem assumir papel mais relevante, embora não consigam eliminar a influência da faculdade de origem.

Esse resultado é compatível com a análise do processo de contratação de empresas a partir da Teoria da Informação Assimétrica. No início da carreira, os selecionadores têm pouca informação a respeito das qualidades do economista, usando o prestígio da faculdade cursada como referência mais importante. Conforme a carreira se desenvolve, os talentos são revelados de outras maneiras e outros indicadores podem ser utilizados, o que poderia explicar a menor influência do prestígio da faculdade nas etapas posteriores (Martin 2019, Porter 2019).

A outra variável com coeficientes positivos é a referente à qualidade do aluno durante a faculdade, que indica características pessoais específicas. Isso vale para os três momentos da carreira, inclusive para a facilidade em obter o primeiro emprego. Note-se que, como a unidade de medida as duas variáveis é a mesma, observa-se que a importância das qualidades pessoais chega a superar a influência do prestígio da faculdade. Porém, assim como para o indicador de prestígio anterior, o efeito dessas qualidades diminui com o evoluir da carreira, atingindo importância menor para definir salário e posição hierárquica finais, em comparação com as iniciais.

Assim, para mesmo nível de prestígio da faculdade e condições de estudo no ensino médio e na faculdade, assim como dos demais controles, as qualidades pessoais são positivamente influentes: alunos que se consideraram “melhores do que sua turma”, em média, obtiveram resultados melhores, inclusive na entrada no mercado de trabalho. Esse resultado mostra a importância de controlar pelas qualidades do aluno para avaliar o papel do Prestígio da Faculdade. Como alunos mais talentosos acessam as melhores faculdades, sua performance positiva é consequência também dos talentos que lhes propiciaram acesso a tais instituições de ensino. A introdução de controles para as qualidades pessoais durante o ensino médio e universitário ameniza esse problema de endogeneidade, sem evidentemente o eliminar. Feito esse controle, o Prestígio da Faculdade exerce influência positiva, influência essa que é maior para o nível do primeiro salário e para o primeiro cargo. Ou seja, para alunos de mesma qualidade e enfrentando as mesmas condições de estudo no ensino médio e na faculdade, estudar em faculdade de maior prestígio aumentou a probabilidade de obter o primeiro emprego e influenciou positivamente os níveis salariais e qualidade dos cargos ocupados.

Apenas os controles “tempo de formado” e “gênero” apresentaram significância estatística. Controlar pelo tempo de formado dos respondentes cumpre o papel de considerar gerações diferentes de maneira distinta, e essa variável apresentou influência positiva no nível salarial e no cargo nos três momentos considerados. Isto é, pessoas que ingressaram no mercado do trabalho anteriormente em relação ao grupo como um todo tiveram melhores resultados. A discriminação de gênero — que já aparece na própria constituição da amostra, com apenas 18% de mulheres — não parece ocorrer nos momentos iniciais da carreira, mas está presente — e de forma intensa — na sua evolução e nos cargos e salários finais. As demais variáveis de controle não apresentaram regularidades sistemáticas dignas de nota, sendo quase sempre não significantes



estatisticamente.

Considerando a dicotomia entre talentos pessoais e as condições oferecidas pelas faculdades, ambos têm papel importante na carreira do economista. Os resultados indicam que, se tomarmos alunos que tiveram as mesmas condições e oportunidades dos demais (mesmo tempo formado e gênero, cursado ensino médio nas mesmas escolas, ter ou não feito cursinho, ter ou não entrado no curso da primeira opção, ter ou não aproveitado os recursos da faculdade, ter ou não feito faculdade no período noturno, ter ou não trabalhado durante a faculdade, mesma idade e gênero, e cursado faculdade de igual nível), aqueles com talentos pessoais favoráveis em relação aos demais terão, em média, maior sucesso na carreira. Já tomando indivíduos com os mesmos talentos pessoais, também em igualdade das demais condições apontadas acima, suas possibilidades de sucesso na carreira serão tanto maiores quanto maior for o prestígio da faculdade cursada.

Tabela 1: Resultados gerais

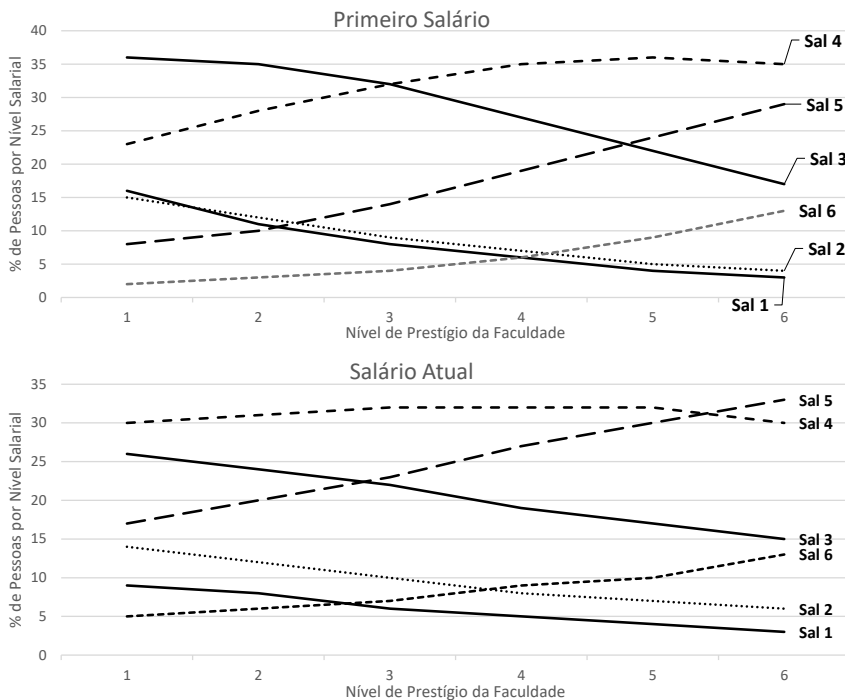
Variáveis	Primeiro emprego				Ascensão na carreira		Situação atual <sup>1</sup>	
	Facilidade	Salário	Cargo	Adequação	Salário	Cargo	Salário	Cargo
Prestígio na faculdade								
Sem controles	0,21*** (0,07)	0,38*** (0,07)	0,40*** (0,07)	0,26*** (0,07)	0,34*** (0,08)	0,25*** (0,08)	0,22*** (0,08)	0,25*** (0,08)
Com controles <sup>2</sup>	0,21*** (0,09)	0,39*** (0,09)	0,40*** (0,10)	0,24*** (0,09)	0,36*** (0,10)	0,26*** (0,10)	0,21*** (0,09)	0,22*** (0,09)
Qualidade do aluno na faculdade	0,25** (0,12)	0,53*** (0,12)	0,55*** (0,12)	0,45*** (0,12)	0,40*** (0,12)	0,41*** (0,12)	0,24** (0,12)	0,34*** (0,12)

<sup>1</sup> Em 2013.

<sup>2</sup> Os resultados com todas as variáveis constam da Tabela A.4, no apêndice.

Conforme fica claro na descrição da metodologia, os coeficientes não devem ser interpretados linearmente. Assim, aqui detalhamos a análise para distintos níveis de prestígio da faculdade, restringindo o tratamento apenas para o nível salarial. A partir da especificação sem controles, destacamos a probabilidade de um economista auferindo nível salarial  $s$  ter cursado faculdade com nível de prestígio  $i$ , ou, dado que cursou uma faculdade de nível de prestígio  $i$ , qual a probabilidade de auferir o nível salarial  $s$ . Os resultados estão dispostos nos gráficos da Figura 2. Observa-se que, para ambos momentos da carreira, a frequência de economistas nos níveis salariais 1, 2 e 3 decresce com o prestígio da faculdade, enquanto os níveis salariais mais elevados são povoados por economistas formados por faculdades de níveis de prestígio elevado. Padrão de transição se observa no nível salarial 4, com frequência crescente até o nível de prestígio 4, mantendo-se constante nos dois níveis subsequentes de prestígio.

**Figura 2:** Prestígio da faculdade e níveis salariais



#### 4.2 Análise para grupos específicos de faculdades

A análise da subseção anterior deixou claro que não se pode afirmar que o prestígio da faculdade  $f$  cursada não tem influência no sucesso do economista, notadamente nos estágios iniciais da carreira. Para destacar alguns grupos de faculdade em termos do sucesso de seus egressos, mudou-se ligeiramente o tratamento econométrico, substituindo-se a variável “Prestígio” por variável *dummy* para o grupo de interesse, de maneira que tal grupo será diferenciado dos demais em termos do sucesso na carreira de seus egressos (obtenção do

primeiro emprego, evolução e posição atual). Assim, estimaram-se equações do tipo:

$$\text{Sucesso} = f(\text{Prestígio faculdade; Qualidade aluno; Condições estudo; Outros; Faculdade}_f)$$

Quanto aos grupos de interesse, definiram-se os seguintes: Públicas Paulistas, Federais, FEA-USP, Particulares Paulistas e PUC-SP. Esses grupos foram definidos pela sua importância na formação econômica nacional e também pela disponibilidade de número suficiente de questionários na amostra. A dicotomia de performance pública-privada é bem conhecida em termos gerais, ainda que haja instituições privadas de excelência. Assim, é interessante avaliar se o sucesso dos egressos se diferencia entre esses tipos de instituição. Os resultados constam da Tabela 2, em que são apresentados apenas os coeficientes das variáveis dicotômicas que diferenciam cada grupo de instituição dos demais, destacando-se que essa diferenciação é sempre relativa ao restante das instituições. O grupo de comparação, portanto, varia de caso a caso. Por essa razão, a comparação entre grupos de instituições é limitada. Ademais, o cotejo desses coeficientes com os apresentados na Tabela 1 não é direta, uma vez que a variável "Prestígio" foi omitida agora. A interpretação dos coeficientes agora é a seguinte: ter cursado alguma faculdade pública resulta em um aumento de 0,41 na probabilidade de o economista estar em um nível superior de facilidade de emprego, em relação aos economistas que cursaram outro tipo de faculdade; no caso do salário inicial, o aumento na probabilidade é de 0,47. A mesma interpretação vale para os demais coeficientes estimados. Essa análise é feita na especificação sem controles, uma vez que a sua influência sobre os valores estimados dos coeficientes, como se mostrou anteriormente, é muito pequena.

Os resultados indicam que as universidades públicas paulistas têm coeficientes positivos e significantes para as *dummies* de primeiro emprego, nas quatro dimensões. Nesse grupo, destaca-se a FEA-USP, que se diferencia positivamente das demais instituições, demais instituições públicas incluídas. Portanto, não se pode dizer que essas instituições não afetam positivamente a empregabilidade do recém-formado, assim como o seu nível salarial, a importância do cargo e a adequação da atividade desenvolvida à formação recebida. Já as federais apresentam menor influência, restrita à facilidade de obter o primeiro emprego e o primeiro nível salarial, com níveis menores de significância. Quando se estima a regressão das públicas paulistas, o grupo de referência são todas as demais, que inclui as federais; já no caso das federais, a referência são todas as demais, incluindo as públicas paulistas. Assim, pode-se inferir que as instituições públicas paulistas têm papel mais importante do que as federais nessas quatro dimensões.

No tocante à ascensão na carreira, apenas a FEA-USP se diferencia positivamente, não se podendo afirmar que as federais e as demais públicas paulistas sejam significativamente distintas dos respectivos grupos de comparação nessa dimensão do sucesso profissional. O mesmo pode ser dito da situação na posição no momento da pesquisa, em que nenhum tipo de faculdade exerce qualquer influência<sup>4</sup>. Já o grupo de faculdades privadas e a PUC-SP não se diferenciam dos demais em nenhuma variável de sucesso na carreira. Mas é de

<sup>4</sup>Com exceção de um coeficiente positivo marginalmente significativo para as privadas paulistas.

se destacar que os seus coeficientes, ainda que estatisticamente não significantes<sup>5</sup>, têm sinal negativo nas três dimensões, sendo que as federais sequer chegam a se diferenciar estatisticamente das demais. Esses resultados qualificam aqueles apresentados na subseção anterior, ao destacar algumas instituições e grupos delas e apontar que os resultados anteriores não são homogêneos entre instituições. Para economistas com idêntica condição de estudo no colegial e na faculdade, mesmo gênero e tempo de formado, mesma performance em relação à média dos demais alunos etc., parece claro que algumas instituições favorecem mais o sucesso na carreira dos egressos do que outras.

---

<sup>5</sup>Também com uma exceção para a PUC-SP.

**Tabela 2:** Efeito diferencial de algumas faculdades no sucesso na carreira

Variáveis	Primeiro emprego				Ascensão na carreira		Situação atual <sup>1</sup>	
	Facilidade	Salário	Cargo	Adequação	Salário	Cargo	Salário	Cargo
Públicas paulistas	0,41** (0,17)	0,47*** (0,17)	0,35** (0,17)	0,46*** (0,17)	0,28 (0,17)	0,23 (0,17)	0,18 (0,17)	-0,03 (0,17)
Federais	0,34** (0,16)	0,31* (0,16)	0,23 (0,16)	0,07 (0,16)	0,03 (0,16)	0,005 (0,16)	-0,01 (0,16)	-0,22 (0,16)
FEA-USP	0,49** (0,21)	0,52** (0,20)	0,35* (0,20)	0,37* (0,21)	0,38* (0,20)	0,46** (0,20)	0,17 (0,20)	0,13 (0,20)
Particulares paulistas	-0,03 (0,16)	-0,006 (0,15)	0,24 (0,16)	-0,16 (0,16)	0,07 (0,16)	0,03 (0,16)	0,02 (0,15)	0,30* (0,16)
PUC-SP	-0,14 (0,24)	-0,08 (0,23)	-0,16 (0,23)	-0,30 (0,23)	-0,29 (0,23)	-0,42* (0,23)	-0,048 (0,23)	0,14 (0,23)

<sup>1</sup> Em 2013.

Especificação sem controles.

## 5 Conclusões

Procuramos neste trabalho avaliar se o prestígio da faculdade cursada por economistas influencia sua performance na carreira profissional. Utilizamos base de dados obtida pela aplicação de questionários a todos os economistas filiados ao Corecon-SP, que resultou em 633 casos válidos. Sucesso na carreira foi representado pelo nível salarial e posição hierárquica do cargo — em relação a profissionais em igualdade de condições com o respondente — em três momentos da carreira: obtenção do primeiro emprego, evolução ao longo da carreira e situação no momento da pesquisa (2013). O prestígio da faculdade foi representado pela média de duas variáveis subjetivas: a percepção do economista quanto ao prestígio da sua faculdade e quanto à dificuldade de ingresso no vestibular, ambas em escala categoria de 1 a 6.

Além de análise descritiva dos dados, estimamos modelo Logit Ordenado, dado que as variáveis são dicotômicas ou categóricas. Os resultados indicam que o prestígio da faculdade impacta positivamente o salário e o cargo de entrada no mercado de trabalho, assim como a evolução na carreira e a posição final — tanto em termos salariais quanto de qualidade do cargo ocupado —, mas que essa influência diminui ao longo da carreira. A outra dimensão importante de sucesso na carreira são as qualidades pessoais dos economistas (*Você, como aluno, em relação aos demais alunos da sua classe*, em escala 1 a 6). Concluimos que a importância das qualidades pessoais supera a influência do prestígio da faculdade, diminuindo também com o evoluir da carreira. Assim, para mesmo nível de prestígio da faculdade e condições de estudo no ensino médio e na faculdade, assim como os demais controles, as qualidades pessoais são positivamente influentes.

Considerando todos os controles, o Prestígio da Faculdade parece exercer influência positiva sobre a carreira dos economistas, influência essa que é maior para o nível do primeiro salário e para o primeiro cargo e que vai diminuindo ao longo da carreira. Essa conclusão, também encontrada em estudo similar feito para o Reino Unido (Klein 2021), é compatível com a análise do processo de contratação de pessoal por parte das empresas a partir da Teoria da Informação Assimétrica. No início da carreira, com pouca informação a respeito das qualidades do economista, o prestígio da faculdade cursada é utilizado como referência mais importante. Conforme a carreira se desenvolve, há outras maneiras para a revelação dos talentos e outros indicadores podem ser utilizados, reduzindo a influência do prestígio da faculdade.

Finalmente, analisou-se a questão do prestígio da faculdade de outra maneira, destacando instituições públicas de privadas, em as tradicionais faculdades FEA-USP e PUC-SP. Concluimos que, para alunos com idêntica condição de estudo no colegial e na faculdade, mesmo gênero e idade, mesma performance em relação à média dos demais alunos etc., algumas instituições favorecem mais o sucesso na carreira dos egressos do que outras. As instituições públicas como um todo estão neste grupo, notadamente as públicas paulistas, com destaque positivo para a FEA-USP. As privadas como grupo apresentam resultados negativos, porém não significantes.

## Referências Bibliográficas

Almeida, A., Ramalho, H., S., E. & Silva, A. (2018). Análise da eficiência dos departamentos de Economia de Instituições de Ensino Superior no Brasil.

*Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 22, p. 109–140.

Baldo, C. M., Valle, R. & Olivas-Lujan, M. (2019). Executive recruitment triads from an agency theory perspective. Weatherford, *Administrative Issues Journal*, v. 9, p. 1–18.

Barros, R. & Grosner, D. M. S. C. (2014). As relações entre escolaridade e mercado de trabalho. Porto Alegre, *Revista Pátio Ensino Médio, Profissional e Tecnológico*, v. 6, p. 6–9.

Bartalotti, O. & Menezes-Filho, N. (2007). A relação entre o desempenho da carreira no mercado de trabalho e a escolha profissional dos jovens. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 11, p. 487–505.

Belfield, C., Britton, J., Buscha, F., Dearden, L., Dickson, M., Van Der Erve, L., Sibieta, L., Vignoles, A., Walker, I. & Zhu, Y. (2018). *The relative labour market returns to different degrees*. London: Institute for Fiscal Studies. Disponível em: <https://www.ifs.org.uk/publications/13036>.

Binelli, C., Meghir, C. & Menezes-Filho, N. (2008). *Education and Wages in Brazil*. London: Institute for Fiscal Studies. Disponível em: <https://www.voced.edu.au/content/ngv%3A16915>.

Brand, J. E. & Halaby, C. N. (2006). Regression and matching estimates of the effects of elite college attendance on educational and career achievement. *Social Science Research*, Amsterdam, v. 35, p. 749–770.

Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge: Cambridge University Press.

Card, D. (2001). Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. *Econometrica*, New Haven, v. 69, p. 1127–1160.

Carney, J. (2011). *Why is Wall Street so addicted to prestige colleges?*. <http://www.cnn.com/id/41354100>.

Casari, P. (2006). *Retorno esperado e escolha profissional: Fatores associados à escolha da carreira dos alunos da Universidade de São Paulo*. Tese (Dissertação) — Universidade de São Paulo.

Costa, E. M., Ramos, F. S., Souza, H. R. & Sampaio, L. M. B. (2015). Dinâmica da eficiência produtiva das Instituições Federais de Ensino Superior. *Planejamento e Políticas Públicas*, Brasília, n. 44, p. 51–84.

Costa, E. M., Souza, H. R., Ramos, F. S. & Silva, J. L. M. (2012). Eficiência e desempenho no ensino superior: uma análise da fronteira de produção educacional das IFES brasileiras. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 16, p. 415–440.

Costa, V. L. (2013). Construção e validação de uma escala de percepção de sucesso na carreira. *Revista de Carreiras e Pessoas*, São Paulo, v. 3, p. 2–19.

Curi, A. Z. & Menezes-Filho, N. (2014). The relationship between school performance and future wages in Brazil. *Economia*, Brasília, v. 15, p. 261–274.



- Dale, S. B. & Krueger, A. B. (2002). Estimating the Payoff to Attending a More Selective College: An Application of Selection on Observables and Unobservables. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 117, p. 1491–1528.
- Dale, S. B. & Krueger, A. B. (2014). Estimating the effects of college characteristics over the career using administrative earnings data. *Journal of Human Resources*, Madison, WI. v. 49, p. 323–358.
- Façanha, L. O. & Marinho, A. (2001). *As Instituições de Ensino Superior Governamentais e Particulares: Avaliação Comparativa de Eficiência*. Rio de Janeiro: IPEA. (Texto para discussão IPEA, n. 813).
- Klein, M. (2021). Who benefits from attending elite universities? Family background and graduates' career trajectories. *Research in Social Stratification and Mobility*, Amsterdam, v. 72, p. 1–11.
- Martin, C. (2019). The Case Against (Actually Existing) Higher Education: Human Capital, Educational Signalling, and Justice. *Journal for Research and Debate*, Zurich, v. 2, p. 1–5.
- Meghir, C. & Rivkin, S. (2011). Econometric Methods for Research in Education. In: Hanushek, E. A., Machin, S. Woessmann, L. (eds.) *Handbook of the Economics of Education*. Amsterdam: Elsevier, v. 3, p. 1–87.
- Murnane, R., Willett, J. & Levy, F. (2014). The growing importance of cognitive skill in wage determination. *Review Economics and Statistics*, Cambridge, v. 77, p. 251–266.
- Murphy, K. M. & Peltzman, S. (2004). School performance and the youth labor market. *Journal of Labor Economics*, Chicago, v. 22, p. 299–325.
- Neri, M. (2005). *O Retorno da Educação no Mercado de Trabalho*. Rio de Janeiro: Centro de Políticas Sociais do IBRE-FGV e EPGE-FGV.
- Porter, A. M. (2019). *Physics PhDs Ten Years Later: Success Factors and Barriers in Career Paths. Results from the PhD Plus 10 Study*. College Park, MD: Statistical Research Center of American Institute of Physics.
- Rivera, L. (2011). Ivies, extracurriculares, and exclusion: Elite employers' use of educational credentials. *Research in Social Stratification and Mobility*, Amsterdam, v. 29, p. 71–90.
- Rivera, L. (2015). *Pedigree: How Elite Students Get Elite Jobs*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Sullivan, A., Parsons, S., Green, F., Wiggins, R. D. & Ploubidis, G. (2018). Elite universities, fields of study and top salaries: Which degree will make you rich?. *British Educational Research Journal*, v. 44, p. 663–680.
- Witteveen, D. & Attewell, P. (2017). The earnings payoff from attending a selective college. *Social Science Research*, v. 66, p. 154–169.

**Tabela A.1:** Variáveis consideradas

Durante o ensino médio			No período da faculdade			Prestígio da faculdade	Sucesso na carreira
Escola	Aluno	Ambiente	Escola	Aluno	Ambiente		
Pública (0–1)	Bom (1 a 6)	Noturno (0–1)	Pública (0–1)	Bom (1 a 6)	Noturno (0–1)	Opinião (1 a 6)	Facilidade 1º emprego (1 a 6)
Qualidade (1 a 6)	Atrasado (0–1)	Trabalhava (0–1)		Atrasado (0–1)	Trabalhava (0–1)	Dificuldade de ingresso (1 a 6)	Salário inicial (1 a 6)
Cursinho (0–1)	Primeira tentativa (0–1)			Usou recursos (1 a 6)	Estágio (0–1)	Nota do Enade	Cargo inicial (1 a 6)
	1ª opção faculdade (0–1)						Salário atual (1 a 6)
	Curso (0–1)						Cargo atual (1 a 6)
							Velocidade salário (1 a 6)
							Velocidade cargo (1 a 6)

**Tabela A.2:** Estatísticas descritivas - Variáveis dependentes

Variáveis	Máximo	Mínimo	Média	Desvio padrão
<b>Painel A: Primeiro emprego</b>				
Facilidade	6	1	4,25	1,53
Salário	6	1	3,94	1,21
Cargo	6	1	3,95	1,19
Adequação	6	1	3,74	1,35
<b>Painel B: Ascensão na carreira</b>				
Salário	6	1	4,23	1,14
Cargo	6	1	4,28	1,17
Adequação	6	1	4,11	1,26
<b>Painel C: Situação atual</b>				
Salário	6	1	4,00	1,25
Cargo	6	1	4,18	1,26

**Tabela A.3:** Estatísticas descritivas - Variáveis independentes

Variáveis	Máximo	Mínimo	Média	Desvio padrão
<b>Painel A: Durante o ensino médio</b>				
Qualidade do colégio	6	1	4,50	1,00
Qualidade do aluno	6	2	4,73	0,82
Período noturno	1	0	0,50	0,50
Trabalhava	1	0	0,55	0,49
Série correta	1	0	0,83	0,38
Colégio particular	1	0	0,51	0,50
1ª opção faculdade	1	0	0,68	0,46
1ª opção de curso	1	0	0,88	0,32
Fez cursinho	1	0	0,47	0,50
Passou de primeira no vestibular	1	0	0,78	0,41
<b>Painel B: no período da faculdade</b>				
Prestígio da faculdade	6	1	4,77	1,02
Qualidade do aluno	6	2	4,60	0,81
Usou recursos	1	0	0,77	0,42
Período noturno	1	0	0,25	0,43
Trabalhava	1	0	0,84	0,36
Semestre correto	1	0	0,77	0,42
Estagiou	1	0	0,50	0,50
<b>Painel C: Outros</b>				
Gênero	1	0	0,80	0,40
Tempo de formado	54	3	24,47	12,00

Tabela A.4: Resultados completos

Variáveis	Primeiro emprego				Ascensão na carreira		Situação atual	
	Facilidade	Salário	Cargo	Adequação	Salário	Cargo	Salário	Cargo
Prestígio da faculdade	0,21** (0,09)	0,40*** (0,09)	0,40*** (0,10)	0,24** (0,09)	0,36*** (0,10)	0,26*** (0,10)	0,21** (0,10)	0,22** (0,10)
Qualidade do colégio	0,11 (0,09)	0,12 (0,09)	0,17* (0,09)	0,22** (0,09)	0,17* (0,09)	0,14 (0,09)	0,19** (0,09)	0,12 (0,09)
Qualidade do aluno (colégio)	0,19 (0,12)	0,01 (0,12)	-0,19* (0,12)	-0,03 (0,12)	0,02 (0,11)	0,16 (0,11)	0,15 (0,11)	0,20* (0,11)
Cursou colégio no período diurno	-0,31 (0,27)	-0,30 (0,28)	-0,19 (0,29)	0,04 (0,29)	-0,07 (0,28)	-0,27 (0,28)	-0,03 (0,30)	0,20 (0,29)
Não trabalhou durante colégio	0,40 (0,27)	0,07 (0,28)	0,07 (0,29)	-0,24 (0,29)	0,02 (0,28)	0,09 (0,28)	-0,17 (0,29)	-0,16 (0,29)
Estava na série correta	0,02 (0,26)	0,09 (0,25)	-0,04 (0,26)	0,05 (0,26)	0,09 (0,25)	0,06 (0,25)	0,27 (0,25)	0,21 (0,26)
Fez colégio particular	0,09 (0,17)	-0,17 (0,17)	-0,05 (0,17)	-0,36** (0,17)	-0,12 (0,17)	-0,24 (0,17)	-0,13 (0,17)	-0,03 (0,17)
1ª opção faculdade	-0,16 (0,19)	0,14 (0,19)	-0,13 (0,19)	0,04 (0,19)	-0,09 (0,19)	-0,14 (0,19)	-0,05 (0,19)	-0,09 (0,19)
1ª opção curso	0,44* (0,29)	0,20 (0,28)	0,56** (0,28)	0,29 (0,26)	0,06 (0,26)	0,38 (0,26)	-0,04 (0,27)	0,33 (0,27)
Não fez cursinho	-0,11 (0,18)	-0,23 (0,18)	-0,22 (0,18)	-0,02 (0,18)	-0,02 (0,18)	-0,09 (0,18)	0,18 (0,17)	0,35** (0,18)
Vestibular na 1ª tentativa	0,23 (0,22)	-0,32 (0,21)	-0,18 (0,21)	-0,16 (0,21)	-0,11 (0,21)	0,10 (0,21)	0,29 (0,21)	-0,06 (0,22)
Qualidade do aluno (faculdade)	0,25** (0,12)	0,53*** (0,12)	0,55*** (0,12)	0,45*** (0,12)	0,40*** (0,12)	0,41*** (0,12)	0,24** (0,12)	0,34*** (0,12)
Tempo de formado	0,01* (0,007)	0,03*** (0,007)	0,03*** (0,008)	0,02*** (0,007)	0,02** (0,007)	0,03*** (0,007)	0,04*** (0,007)	0,04*** (0,008)
Gênero	0,30 (0,20)	0,30 (0,20)	0,30 (0,20)	0,46** (0,20)	0,66*** (0,20)	0,74*** (0,20)	0,70*** (0,20)	0,92*** (0,22)
Aproveitamento de recursos na faculdade	0,05 (0,21)	0,30 (0,21)	0,47** (0,21)	0,61*** (0,21)	0,21 (0,22)	-0,11 (0,22)	0,07 (0,22)	-0,24 (0,22)
Curso diurno	-0,01 (0,26)	0,01 (0,27)	0,08 (0,27)	0,17 (0,27)	0,37 (0,27)	0,57** (0,26)	0,30 (0,26)	0,41 (0,27)
Não trabalhou na faculdade	0,08 (0,30)	0,30 (0,30)	0,14 (0,31)	-0,34 (0,30)	-0,78** (0,31)	-0,83*** (0,30)	-0,10 (0,30)	-0,47 (0,30)
Estava no semestre correto	-0,26 (0,23)	-0,22 (0,22)	-0,25 (0,23)	-0,20 (0,23)	-0,14 (0,22)	-0,04 (0,23)	-0,08 (0,22)	-0,21 (0,23)
Estagiou	-0,29* (0,17)	-0,11 (0,18)	-0,10 (0,18)	-0,04 (0,17)	-0,05 (0,18)	-0,07 (0,17)	-0,09 (0,18)	0,03 (0,18)

**Tabela A.5:** Questionário

<b>1. Avalie em uma escala de 1 (muito ruim) a 6 (excelente):</b>						
	1	2	3	4	5	6
Qualidade do colégio onde cursou o segundo grau	0,6%	3,3%	10%	34,1%	36,3%	15,7%
Você, como aluno, em relação aos demais alunos da classe	0%	0,6%	4,8%	33,7%	44,9%	16%
<b>2. Complementos:</b>						
	Sim		Não			
Seu curso era noturno?	50,5%(313)		49,5%(307)			
Você trabalhava e estudava?	56,2%(348)		43,8%(271)			
Estava na série correta para sua idade?	82,3%(510)		17,7%(110)			
Era um colégio público?	49,4%(305)		50,6%(313)			
<b>3. No vestibular:</b>						
	Sim		Não			
Passou no vestibular na primeira tentativa?	79,5%(496)		20,5%(128)			
Entrou na faculdade que era sua primeira opção?	68,2%(426)		31,8%(199)			
Entrou no curso que era sua primeira opção?	87,8%(547)		12,2%(76)			
Fez cursinho?	52,6%(328)		47,4%(296)			
<b>4. Avalie em uma escala de 1 (muito ruim) a 6 (excelente):</b>						
	1	2	3	4	5	6
O prestígio de sua faculdade	0,3%	1,9%	7,4%	28,3%	33,7%	28,3%
A dificuldade para ingressar	1,4%	4,8%	17,6%	35,8%	28,6%	11,8%
Você, como aluno, em relação aos demais alunos da classe	0%	1,3%	5,2%	36,9%	44,5%	12,1%
Seu aproveitamento dos recursos disponíveis fora da sala de aula (biblioteca, palestras, etc.)	1,1%	5,6%	15,6%	32,1%	33,5%	12,2%
<b>5. Complementos:</b>						
	Sim		Não			
Seu curso era noturno?	75,4%(460)		24,6%(450)			

**Tabela A.5:** Questionário (continuação)

Você trabalhava e estudava?	85,1%(518)	14,9%(91)
Estava na série correta para sua idade?	79,9%(467)	23,1%(140)
Fez estágio?	47,1%(286)	52,9%(321)

---

**6. Quantas graduações completou?**

	Porcentagem de respostas	Contagem de respostas
Uma	75,6%	473
Duas	19,3%	121
Mais de duas	5,1%	32

---

**7. Qual o mais recente grau educacional conquistado?**

	Porcentagem de respostas	Contagem de respostas
Outra graduação	14,0%	86
<b>MBA</b>	31,5%	194
Mestrado	20,7%	127
Doutorado	4,7%	29
Nenhuma das opções	29,1%	179

---

**8. Avalie em uma escala de 1 (pouco) a 6 (muito)**

	1	2	3	4	5	6
A facilidade para encontrar seu primeiro emprego	8%	5,9%	14,6%	18,6%	27,3%	25,6%
O relacionamento do seu primeiro emprego com as matérias da faculdade	7,4%	10,4%	23,4%	29,8%	19,6%	9,5%
O nível do seu salário, em relação aos demais ingressantes no mercado da época	4,4%	5,5%	22,9%	35,6%	22,8%	8,8%
O nível do seu cargo, em relação aos demais ingressantes no mercado da época	4,3%	5,6%	22,3%	36%	24,1%	7,9%

**Tabela A.5:** Questionário (continuação)

A imagem da sua faculdade facilitou a conquista do seu primeiro emprego?	12,1%	10,5%	18,4%	20,5%	20,8%	17,7%
Os contatos da sua faculdade (colegas, professores, etc.) foram importantes para o ingresso no mercado de trabalho?	30,2%	18,1%	17,7%	13%	10,7%	10,3%
A realização do estágio foi importante para obter o primeiro emprego efetivo?	43,3%	9,7%	11,3%	11,3%	11,5%	12,8%

**9. Avalie em uma escala de 1 (pouco) a 6 (muito)**

	1	2	3	4	5	6
Sua velocidade de ascensão na carreira, em relação aos demais profissionais da sua área	3,4%	3,7%	17,8%	27,5%	35,4%	12,3%
Sua evolução salarial em relação aos demais profissionais da sua área	3,5%	3,5%	17,2%	31,7%	33,9%	10,1%
A proximidade de suas atividades com a formação obtida na faculdade	4,5%	9%	18,3%	24,5%	29,8%	13,9%
O grau de utilização do conteúdo aprendido em sua faculdade ao longo de sua carreira	4%	9,5%	16,6%	27,5%	27,7%	14,8%
Os contatos de sua faculdade (colegas, professores, etc.) foram importantes ao longo de sua carreira?	22,7%	20,5%	22,4%	13,1%	14%	7,3%
A imagem de sua faculdade foi importante ao longo de sua carreira?	14,2%	11,3%	18,1%	19,2%	21%	16,2%

**10. Avalie em uma escala de 1 (pouco) a 6 (muito):**

	1	2	3	4	5	6
A proximidade do seu salário do topo da pirâmide salarial dos profissionais da sua área	4,6%	7%	17,3%	31,5%	29,4%	10,1%
A proximidade de sua posição organizacional em relação ao topo da pirâmide hierárquica de pessoas com a mesma profissão	5,2%	5,5%	14,5%	29,8%	33,1%	11,9%

**11. Supervisiona o trabalho de outros como parte de seu ofício?**

	Porcentagem de respostas	Contagem de respostas
Sim	59,6%	368



**Tabela A.5:** Questionário (continuação)

Não	17,8%	110
Somente em alguns casos	22,5%	139

---

**12. A imagem e o prestígio da sua faculdade têm influência no nível salarial atual e a posição na hierarquia?**

	Porcentagem de respostas	Contagem de respostas
Sim	30,6%	189
Não	69,4%	429

---

---



# CARGA TRIBUTÁRIA E INEFICIÊNCIA NO SETOR PÚBLICO: ANÁLISES DE BEM-ESTAR E CRESCIMENTO ECONÔMICO

FRANCISCO GERMANO CARVALHO LÚCIO\*  
ARLEY RODRIGUES BEZERRA†  
RICARDO A. DE CASTRO PEREIRA‡

## Resumo

Este estudo analisa os efeitos sobre os agregados macroeconômicos e o bem-estar de políticas de redução nos níveis de ineficiência do setor público e na carga tributária de formas isoladas e conjuntas. Utilizou-se um modelo de equilíbrio geral dinâmico computável calibrado para a economia brasileira. As simulações de políticas de cunho tributário mostraram ganhos significativos em relação às políticas de redução de ineficiência que gerariam equivalência de bem-estar. Considerando implementações simultâneas dessas políticas, os ganhos de bem-estar seriam potencializados, com resultados positivos nas variáveis macroeconômicas e no bem-estar. Tais resultados justificam um esforço de implementação.

**Palavras-chave:** ineficiência, reforma tributária, equilíbrio geral, Bem-estar, crescimento econômico.

**Códigos JEL:** C68, H20, H30, O40.

## Abstract

This study aims to analyze the effects on macroeconomic aggregates and the welfare of policies to reduce levels of public sector inefficiency and reductions in the tax burden in isolated and joint ways. A computable dynamic general equilibrium model was applied and calibrated for the Brazilian economy. Policy simulations show that tax policies present significant gains in relation to the policies of reduction of inefficiency that generate equivalent welfare. Considering the simultaneous implementation of policies, welfare gains are enhanced with positive results both from macroeconomic variables and in terms of welfare. Such results justify an implementation effort.

**Keywords:** Inefficiency; Tax reform; General equilibrium; Welfare; Economic growth.

**JEL codes:** C68, H20, H30, O40.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea143693>

\* Universidade Federal do Cariri (UFCA), Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA). E-mail: germanocarvalholucio@gmail.com

† Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE), Unidade Acadêmica de Serra Talhada (UAST). E-mail: arley.bezerra@ufrpe.br

‡ Universidade Federal do Ceará (UFC), Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN/UFC). E-mail: rpereira@caen.ufc.br

## 1 Introdução

De forma pioneira a inserir o capital público em modelos de crescimento, Murphy & Peltzman (1970) afirmam que esse tipo de capital poderia afetar a economia de forma direta, via variação do estoque de capital, e indireta, através do efeito sobre a produtividade marginal dos insumos da função de produção, capital e trabalho.

Por outro lado, Pritchett (2000) foi o pioneiro a questionar a importância da eficiência nas análises que envolvem capital público, ou o setor público de uma forma geral. Comparando a eficiência dos investimentos público e privado, afirma que avaliar a eficiência do investimento público pode não ser um problema em países onde o governo detém uma menor fração do investimento ou atua de forma eficiente. Entretanto, considerar que determinado volume de investimento público produz o mesmo volume de capital público naqueles onde o governo é o principal investidor ou possui maiores níveis de ineficiência, ou ambos os casos, pode ser uma simplificação forte que comprometa os resultados.

Agénor (2010) argumenta que o grau de eficiência da infraestrutura pode gerar, de forma indireta, problemas na definição e convergência ao equilíbrio de estado estacionário. Entretanto, sugere, com vistas a contornar esse problema, uma mudança orçamentária para investimento em infraestrutura e redução, ao mínimo, de gastos improdutivos.

No Brasil, por exemplo, Santana et al. (2012) apontam que o gasto com a administração pública excede o montante considerado como gasto ótimo e apontam não somente a necessidade de redução dos gastos públicos como também que se tornem eficientes.

Gomes et al. (2005) estimam a ineficiência da economia brasileira, de forma agregada, ou seja, sem considerar qualquer das especificidades citadas no parágrafo anterior, em torno de 20%. Mais recentemente, um relatório do Fundo Monetário Internacional (IMF 2015) classificou o índice de eficiência do investimento público - PIE-X, como inovação analítica. O mesmo documento estima uma ineficiência média em torno de 40% nos países pobres, 27% nos países de renda média e 13% nos países de maior renda.

Burman & Phaup (2014) consideram o tamanho e a eficiência do governo ao analisarem questões tributárias e apontam que a má alocação de recursos escassos gera preocupações àqueles que anseiam por um governo mais eficiente e com menores taxas e impostos. Além disso, baseando-se nas formas de ineficiência apontadas por Berg et al. (2015) tais como a corrupção, os desperdícios quando os custos de execução dos projetos são maiores que os necessários, os projetos mal concebidos e a má alocação de recursos, tem-se que políticas direcionadas a corrigir ou mitigar tais fatores podem reduzir o nível de ineficiência do setor público.

Em outra forma de associar eficiência e tributação, Jorgenson & Yun (2012) apontam que combinar estimativas de taxas sociais de retorno para políticas fiscais alternativas com estimativas de possibilidades de substituição por empresas e famílias figura-se como a fronteira na análise econômica de questões tributárias e fiscais. O modelo desenvolvido facilita a avaliação de programas alternativos de reformas tributárias em termos de seu impacto no bem-estar econômico.

Direcionando a análise ao caso brasileiro, a busca de referências não tornou trabalhos que abordem quaisquer variações nas alíquotas tributárias

considerando ineficiência no setor público. No entanto, dado que tanto arrecadação quanto gasto concernem ao mesmo agente, governo, tal associação torna-se direta e desconsiderá-la pode implicar em resultados inexatos, sobretudo em países com elevados níveis de carga tributária e ineficiência no setor público. Pois, nesses casos, tem-se uma elevação do volume de recursos desperdiçados.

A carga tributária brasileira figura-se dentre as maiores do mundo. No ano de 2014, foi equivalente a um terço do produto da economia. Desde o início dos anos 2000 essa magnitude tributária circunda entre 32 e 33%. Para Santana et al. (2012) o Brasil possui arrecadação que pode ser comparada à de um país desenvolvido, porém, fornece bens e serviços abaixo da média dos países emergentes.

A fim de gerar uma comparação para fins de contextualização, a partir da análise de Ellery Jr. (2016) e com dados disponibilizados pelo FMI<sup>1</sup>, filtrando a amostra a países emergentes e em desenvolvimento com população superior a 20 milhões de habitantes e com PIB *per capita* inferior à metade do PIB brasileiro, observa-se que apenas 5 países possuem carga tributária maior que a do Brasil, a saber, Argélia, Rússia, Uzbequistão, Angola e Ucrânia. Além disso, na América Latina, o único país com carga tributária superior é a Argentina.

Debates e propostas de reformas tributárias são discutidas com certa frequência na literatura econômica nacional. Tourinho et al. (2010), por exemplo, analisam as duas medidas da reforma tributária proposta em 2003<sup>2</sup>. Os resultados da análise de equilíbrio geral são direcionados para os efeitos sobre o PIB a custo de fatores bem como em três preços básicos da economia, a saber, salários, remuneração do capital, e câmbio. O efeito sobre o bem-estar dos consumidores medido, por sua vez, pelo impacto no salário real foi nulo. O impacto na remuneração do capital (juros), foi positivo, capturado pela extinção da CPMF.

Com foco agora sobre uma possível reforma tributária construída a partir de uma proposta do Ministério da Fazenda em 2008, Pereira & Ferreira (2010) implementam diversas alterações no modelo calibrado para a economia brasileira, tais como desoneração da folha de pagamentos, redução da cumulatividade com introdução do Imposto sobre o Valor Acumulado (IVA). Estas modificações garantem, tal como a proposta original, a não elevação da carga tributária após a reforma. Os resultados indicaram um aumento do produto de longo prazo em torno de 14%. Além disso, o ganho de bem-estar seria expressivo, equivalente a 3,6%, segundo a métrica utilizada pelos autores.

Mais recentemente, utilizando um modelo de equilíbrio geral computável, Souza et al. (2016) avaliam os impactos econômicos da desoneração da folha de pagamentos conforme a política instituída pelo Governo Federal no Governo Dilma Rousseff. Os resultados mostram efeitos positivos para o crescimento de longo prazo da economia, com elevação do emprego, do PIB e do consumo das famílias. Contudo, verifica-se efeito negativo sobre as exportações. Os autores reiteram que a escolha dos setores abrangidos pela política pode representar um ponto crucial para sua eficácia.

<sup>1</sup><http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2016/01/weodata/weoselgr.aspx>

<sup>2</sup>Visando reduzir a comutatividade de impostos e contribuições através da transformação parcial da COFINS em uma contribuição sobre o valor adicionado e a incidência do PIS/PASEP e da COFINS sobre as importações. Além disso, os autores também analisam os impactos da extinção da CPMF, que poderia ser uma medida de redução da comutatividade, pois incidia sobre todas as operações de movimentação financeira, inclusive o faturamento.

A partir do exposto, e sob o argumento de que uma redução na carga tributária é uma forma específica de reforma tributária, este trabalho objetiva analisar os efeitos no bem-estar e no crescimento econômico de políticas de reduções na carga tributária e nos níveis de ineficiência do setor público, de formas isoladas e conjuntas. Para tanto, utilizar-se-á um modelo de equilíbrio geral computável calibrado para a economia brasileira. Frisa-se, no entanto, que foge do escopo deste trabalho investigar reduções de alíquotas específicas e/ou a composição da carga tributária.

Além desta introdução, este trabalho conta com mais quatro seções. A seção 2 trata do modelo utilizado. Visando um melhor detalhamento dos componentes deste modelo além da definição de equilíbrio, ele foi dividido em subseções. A seção 3 descreve a calibração dos parâmetros, também dividida em subseções. Já a quarta seção define a medida de bem-estar utilizada no trabalho, descreve as simulações realizadas e os resultados obtidos. Por fim, a seção 5 esboça algumas considerações finais como forma de conclusão.

## 2 Modelo

Este trabalho utiliza um modelo neoclássico com economia fechada e governo tal como frequentemente utilizado na literatura nacional<sup>3</sup> O modelo agrega ineficiência no setor público de forma similar ao utilizado em Carvalho (2017). Mais precisamente, há incidência de ineficiência sobre os gastos e investimentos do governo<sup>4</sup>. A economia retratada é composta por três agentes: uma firma representativa, um agente representativo e o governo. Estes são descritos separadamente a seguir.

### 2.1 Firma representativa

Dado que o modelo adota uma firma representativa, esta economia possui um único setor de produção. Para representar esse setor produtivo único utilizou-se uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, descrita a seguir.

$$Y_t = A_t (Kp_t + Ke_t)^\theta H_t^{1-\theta} G_t^\gamma \quad (1)$$

Para fins de melhor entendimento por parte do leitor, buscou-se seguir a notação da literatura afim. Então,  $Y_t$  representa o produto agregado ou a renda total da economia. A função de produção utiliza três fatores como insumos: estoque de capital, dividido em capital privado ( $Kp_t$ ) e capital das empresas estatais ( $Ke_t$ ), trabalho ( $H_t$ ) e estoque de capital público de infraestrutura ( $G_t$ ). Por simplicidade desconsidero-se efeitos de congestão na utilização do estoque de capital público.

Para complementar a descrição dos componentes da função de produção, considera-se um parâmetro de tecnologia ( $A_t$ ), suposto constante. Ou seja,

<sup>3</sup>Para exemplificar, considere Paes & Bugarin (2006), Pereira & Ferreira (2010) e Bezerra et al. (2014).

<sup>4</sup>Adotou-se a hipótese simplificadora de que o governo exerce o mesmo nível de ineficiência em todas atividades que desempenha ou sobre as quais tem influência. Por exemplo, a oferta de serviços públicos pode ter desde corrupção nos desvios de recursos até a oferta menor do que o potencial pelo simples fato de não haver cobrança de metas a cumprir. No investimento em infraestrutura, apesar de que a corrupção seja a manifestação predominante de ineficiência, pode haver má alocação de recursos do tipo tomadas de decisão por apoio político e não por real necessidade etc.

$A_t = A$ , para todo  $t$ . A externalidade exercida pelo estoque de capital público ( $G_t$ ) é representada pelo parâmetro  $\gamma$ . Têm-se, ainda, as elasticidades dos fatores capital e trabalho representados, respectivamente, por  $\theta$  e  $(1 - \theta)$ . Nesse aspecto, o fator capital é considerado conjuntamente, privado e das estatais, característica facilmente observada a partir da forma funcional da função de produção. Há que se frisar, por critérios de formalidade matemática, que os parâmetros utilizados são não-negativos.

Neste modelo as empresas estatais são supostas como portadoras/detentoras de ineficiência. Tal ineficiência incide especificamente no investimento dessas empresas. O argumento para tal é que elas possuem vínculo com o setor público.

A adoção de uma firma representativa e a utilização de diferentes tipos de estoques de capital, privado e das empresas estatais, gera a necessidade de uma suposição adicional que possibilite o trato sem conflitos na modelagem. Com isso, tal como em Campos & Pereira (2016), é suposto que as empresas estatais atuem de forma a maximizar o lucro. Assim, o problema da firma é representado por meio da seguinte equação:

$$\max_{K_p, K_e, H} \{A_t (K_p t + K_e t)^\theta H_t^{1-\theta} G_t^\gamma - r_p t K_p t - r_e t K_e t - w_t H_t\} \quad (2)$$

onde  $r_p t$  e  $r_e t$  representam, respectivamente, as remunerações dos capitais privado e público das estatais, e  $w_t$  representa a remuneração do trabalho. Este pode ser visto, grosso modo, como o salário por unidade de tempo de trabalho.

## 2.2 Agente representativo

É suposto que o agente representativo desta economia hipotética viva infinitos períodos, e em cada período ( $t$ ) possui uma unidade de tempo, dividida entre trabalho ( $H_t$ ) e lazer ( $1 - H_t$ ). O indivíduo obtém sua utilidade por meio dos consumos, privado ( $C_p t$ ) e de bens públicos ( $C_g t$ ), e do lazer. Além disso, desconta o tempo a uma taxa  $\beta \in (0, 1)$ . Tem-se, portanto, a função de utilidade do indivíduo representada da seguinte forma:

$$U(C_p t, C_g t, H_t) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\text{Log}(C_p t + \mu(1 - \iota_c) C_g t) + \psi \text{Log}(1 - H_t)) \quad (3)$$

Destaca-se um aspecto importante na equação (3), o consumo de bens públicos é fonte de incidência de ineficiência, sendo  $\iota_c$  o parâmetro que a representa. Os parâmetros  $\mu$  e  $\psi$  são parâmetros de preferências que funcionam como ponderadores e representam, respectivamente, a valorização do consumo público em relação ao privado e a contribuição do lazer na função utilidade.

É suposto ainda que o indivíduo seja dotado inicialmente, e em cada período, de um estoque de capital privado ( $K_p t$ ) e títulos da dívida pública ( $B_t$ ) acumulados dos quais auferem as rendas ( $r_p t K_p t$ ) e ( $\rho_t B_t$ ), onde  $r_p t$  e  $\rho_t$  são variáveis que representam as suas respectivas remunerações. O agente emprega parte de seu capital acumulado nas empresas estatais e auferem a renda ( $\lambda_t r_e t K_e t$ ), onde  $\lambda_t \in (0, 1)$  representa a participação na renda específica desse

capital. O indivíduo ainda obtém renda através de sua força de trabalho<sup>5</sup> ( $w_t H_t$ ) e das transferências governamentais ( $T_t$ ).

Todas as rendas auferidas pelo agente, exceto as transferências do governo, são base de incidência de tributação. Desta forma, em cada unidade de tempo, a renda disponível ao agente destina-se ao consumo ( $Cp_t$ ), ao investimento ( $Ip_t$ ) e aquisição de títulos públicos ( $B_{t+1}$ ). O agente, então, depara-se com a seguinte restrição orçamentária (4)

$$(1 + \tau_{Cp,t})Cp_t + Kp_{t+1} + B_{t+1} = (1 - \tau_{H,t})w_t H_t + (1 - \tau_{Ke,t})\lambda_t r e_t K e_t + \quad (4)$$

$$((1 - \delta) + (1 - \tau_{Kp,t})rp_t)Kp_t + (1 + (1 - \tau_{B,t})\rho_t)B_t + T_t$$

onde os parâmetros  $\tau_{Cp}$ ,  $\tau_H$ ,  $\tau_B$ ,  $\tau_{Kp}$  e  $\tau_{Ke}$  representam as alíquotas de imposto que incidem, respectivamente, sobre o consumo e as rendas do trabalho, dos títulos públicos e dos capitais privado e das estatais, nos períodos aos quais estiverem indexados.

Os estoques de capital, privado e das empresas estatais, seguem as seguintes leis de formação:

$$Kp_{t+1} = (1 - \delta)Kp_t + Ip_t \quad (5)$$

$$Ke_{t+1} = (1 - \delta_e)Ke_t + (1 - \iota_i)Ie_t \quad (6)$$

A restrição de horas do agente representativo foi modelada de forma tal a ser representada por  $0 \leq H_t \leq 1$ . Os parâmetros  $\delta$  e  $\delta_e$  representam, respectivamente, as parcelas de depreciação dos capitais privado e das estatais. Uma vez que o governo participa na administração e/ou gestão das empresas estatais, foi suposto que o investimento nessas empresas é fonte de incidência de ineficiência, representada pelo parâmetro  $\iota_i$ .

Por fim, devido à natureza do indivíduo concebido nesta economia, de viver infinitos períodos, este maximiza utilidade em termos de valor presente. Desta forma, o problema do agente representativo é maximizar a função utilidade, equação (3), sujeito à sua restrição orçamentária, equação (4).

### 2.3 Governo

Ao governo, diferentemente dos outros agentes desta economia, não cabe problema de maximização. Contudo, é suposto que mantém, em todo instante ( $t$ ), o orçamento equilibrado.

O governo é responsável por fornecer ao agente representativo bens e serviços públicos de consumo ( $Cg_t$ ) e transferências de renda ( $T_t$ ), e realizar investimentos em infraestrutura pública ( $J_t$ ) e nas empresas estatais ( $Ie_t$ ).

Para financiar os itens apontados no parágrafo anterior o governo obtém receitas por meio de tributação, via emissão de títulos da dívida pública ( $B_t$ ), e de uma parte da remuneração do capital empregado nas empresas estatais, líquida de impostos, representado por  $(1 - \lambda_t)(1 - \tau_{Ke,t})r e_t K e_t$ .

A receita tributária ( $R_t$ ) é originada das taxações que incidem sobre o consumo privado ( $\tau_{Cp,t}Cp_t$ ) e sobre todas as fontes de renda do agente, exceto as transferências ( $T_t$ ). De forma mais específica, as rendas tributadas são a

<sup>5</sup>Quantidade de horas destinadas ao trabalho.



renda do trabalho ( $\tau_{H,t}w_tH_t$ ), a renda gerada pelo aluguel dos capitais privado ( $\tau_{Kp,t}rp_tKp_t$ ) e das empresas estatais ( $\tau_{Ke,t}re_tKe_t$ ), e, por último, a renda oriunda da posse dos títulos públicos ( $\tau_{B,t}\rho_tB_t$ ). A receita tributária é sintetizada na equação (7), abaixo especificada:

$$R_t = \tau_{Cp,t}Cp_t + \tau_{H,t}w_tH_t + \tau_{Kp,t}rp_tKp_t + \tau_{Ke,t}re_tKe_t + \tau_{B,t}\rho_tB_t \quad (7)$$

Dado o exposto, pode-se compilar a restrição orçamentária do governo na seguinte equação:

$$Cg_t + J_t + Ie_t + T_t + \rho_tB_t = B_{t+1} - B_t + R_t + (1 - \lambda_t)(1 - \tau_{Ke,t})re_tKe_t \quad (8)$$

Dada a incidência de ineficiência sobre o investimento em infraestrutura ( $J_t$ ), a lei de movimento do estoque de capital de infraestrutura pública é formulada de forma análoga à do capital das empresas estatais. Entretanto, sobre esse tipo específico de estoque de capital incide uma, também específica, taxa de depreciação ( $\delta_g$ ). Essa ineficiência específica é representada pelo parâmetro  $\iota_j$ , sendo este caso a última fonte de incidência de ineficiência deste modelo. A equação que descreve essa lei de acumulação vem disposta a seguir.

$$G_{t+1} = (1 - \delta_g)G_t + (1 - \iota_j)J_t \quad (9)$$

Os parâmetros de política fiscal, representados pelas seguintes equações:  $\alpha_{Cg,t} = Cg_t/Y_t$ ;  $\alpha_{Ie,t} = Ie_t/Y_t$ ;  $\alpha_{J,t} = J_t/Y_t$  e  $\alpha_{B,t} = B_t/Y_t$  representam, em cada instante ( $t$ ), as variáveis macroeconômicas em termos agregados como proporção do produto.

## 2.4 Equilíbrio

Consideram-se os parâmetros de ineficiência  $\{\iota_c, \iota_j, \iota_i\}$ , supostos constantes, e uma dada política fiscal do governo:

$$\left\{ \tau_{Cp,t}, \tau_{H,t}, \tau_{Kp,t}, \tau_{Ke,t}, \tau_{B,t}, \alpha_{Cg,t}, \alpha_{Ie,t}, \alpha_{J,t}, \alpha_{B,t} \right\}_{t=0}^{\infty}.$$

Define-se como equilíbrio competitivo uma coleção de sequências de decisões individuais do agente representativo  $\{Cp_t, Ip_t, H_t, B_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$ , de estoques de capital  $\{Kp_t, Ke_t, G_t\}_{t=0}^{\infty}$  e das remunerações dos insumos de produção  $\{rp_t, re, w_t\}_{t=0}^{\infty}$  e da dívida pública  $\{\rho_t\}_{t=0}^{\infty}$  tais que satisfazem as seguintes condições:

1. A sequência  $\{Cp_t, Ip_t, H_t, B_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$  resolve o problema do agente;
2. A sequência de remunerações dos insumos,  $\{rp_t, re_t, w_t\}_{t=0}^{\infty}$ , é obtida pela solução do problema da firma;
3. Além disso, para cada instante ( $t$ ), são atendidas a restrição orçamentária do governo, equação (8), e a restrição de recursos dessa economia hipotética, exposta abaixo:

$$Cp_t + Ip_t + (1 - \iota_c)Cg_t + (1 - \iota_i)Ie_t + (1 - \iota_j)J_t = A_t(Kp_t + Ke_t)^\theta H_t^{1-\theta} G_t^\gamma \quad (10)$$

A partir das hipóteses adotadas na formulação do modelo desta economia, bem como das soluções deste modelo, e para uma dada política fiscal, gerou-se um equilíbrio de estado estacionário único e constataram-se as questões referentes à convergência, habituais em modelos dinâmicos de equilíbrio geral.

### 3 Calibração

A fim de compatibilizar o modelo construído com a economia brasileira, utilizar-se-á a metodologia de calibração, a qual utiliza dados reais dessa economia. Supondo que a economia brasileira esteja em trajetória estacionária no ano em que se obtiveram os dados, há coerência entre a solução de estado estacionário do modelo e a economia recorte deste estudo. Para uma melhor explicação do conteúdo desta seção, optou-se por dividi-la em subseções.

#### 3.1 Parâmetros de preferência e tecnologia

Inicialmente consideram-se parâmetros de ineficiência, representados pelo conjunto  $\{l_c, l_j, l_i\}$ . Tal ênfase inicial deve-se tanto ao fato de o trabalho abordar ineficiência no setor público na modelagem quanto pelo requerimento de seus valores na calibração de outros parâmetros. Uma vez que este trabalho não estima a ineficiência nem a determina endogenamente, utilizar-se-ão parâmetros determinados de forma exógena. Seguir-se-ão, portanto, Carvalho (2017), e será assumido que o Brasil possui um nível de ineficiência igual a 27%, média do grupo ao qual o Brasil pertence, segundo a divisão do Fundo Monetário Internacional (IMF 2015). Para fins de simplificação, assume-se ainda que os parâmetros de ineficiência são iguais em todas as fontes de incidência. Logo, tem-se que  $l_c = l_j = l_i = l = 0,27$ .

Este trabalho segue Barro (2010) e utiliza o valor de 0,5 para o parâmetro  $\mu$ , valoração do consumo público do agente em relação ao consumo privado. Este caso reflete uma situação na qual o agente valoriza o consumo público numa intensidade menor do que o consumo privado. Logo,  $\mu = 0,5$ .

Em relação ao parâmetro  $\gamma$ , externalidade do estoque de capital de infraestrutura pública, não se tem um consenso na literatura. Isso se deve ao fato de existirem diferentes formas de estimação desse parâmetro<sup>6</sup>. Aqui, segue-se Ferreira (1993), que encontra o valor de 0,09 para esse parâmetro na economia americana. Ainda que hajam diferenças entre as economias americana e brasileira e uma defasagem temporal, utiliza-se o valor citado por conveniência e sob o argumento de ser adotado na literatura nacional em estudos de diferentes abordagens. Para exemplificar, consideram-se Campos & Pereira (2016) e Carvalho (2017), que, de certa forma, assemelham-se a este estudo devido à presença de ineficiência, e Gomes et al. (2015), que utilizam agentes heterogêneos. Assim,  $\gamma = 0,09$ .

Dada a forma funcional da função de produção, o capital das empresas estatais pode ser visto como substituto do capital privado. Assim, para evitar migração de capital, o modelo deve considerar como iguais os retornos dos capitais privado e das estatais. Portanto, tem-se que  $r = rg$ .

As horas trabalhadas ( $H$ ) são calibradas tal como em Cooley & Prescott (1995). Estes consideram como sendo um terço das horas disponíveis a jornada média de trabalho. Assumiu-se, então, que o indivíduo dedica 8 horas

---

<sup>6</sup>Ver Bezerra (2010), para detalhes de metodologias de estimação desse parâmetro.

ao trabalho por dia. Já o parâmetro tecnológico ( $A$ ) é calibrado como forma de normalizar o produto de estado estacionário. Calibrou-se, então,  $A = 15,1418$ . O parâmetro  $\psi$ , peso do lazer na função utilidade do agente, ajustar-se-á na intenção de compatibilizar as horas de trabalho. Daí vem que  $\psi = 1,2333$ .

Para os parâmetros de depreciação  $\delta$ ,  $\delta_e$  e  $\delta_g$  que representam, respectivamente, as depreciações do capital privado, das estatais e de infraestrutura pública, utilizaram-se dados referentes à média<sup>7</sup> dos anos de 2003 a 2008. A depreciação do estoque de capital privado ( $\delta$ ) pode ser obtida através da lei de formação do estoque de capital privado, no estado estacionário. Visando a compatibilização dos dados e, também, por questões de conveniência e facilidade na obtenção dos dados, utilizam-se as variáveis como proporção do Produto. Então, o parâmetro em questão pode ser denotado pela seguinte expressão:  $\delta = (Ip/Y)/(Kp/Y)$ . A inexistência de dados referentes a estoque de capital das estatais força, em certo ponto, que essa análise considere uma agregação nos dados das empresas privadas e estatais, ou seja, tanto  $Ip$  quanto  $Kp$  contêm os dados referente às estatais em seu cômputo. A partir de dados<sup>8</sup> do IPEADATA e IBGE, obtiveram-se as relações médias para o período supracitado  $Ip/Y = 0,1738$  e  $Kp/Y = 1,9622$ . A simplificação implica que  $\delta = \delta_e = 0,0886$ . Resultado aceitável, uma vez que, por suposição, as empresas estatais também atuam de forma a maximizar o lucro.

A depreciação do estoque de capital de infraestrutura é obtida de forma análoga, a partir da lei de formação do estoque de capital do governo. Assim, dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), da Controladoria Geral da União (CGU), do IPEADATA e IBGE fornecem as proporções  $J/Y = 0,0168$  e  $G/Y = 0,3577$ , a partir das quais se obtém  $\delta_g = 0,0494$ .

Os parâmetros de depreciação anteriormente calibrados, utilizaram dados do IBGE sob a referência antiga (ref. 2000). A ausência de dados recentes das variáveis requeridas nos cálculos dos  $\delta$ s foi fator determinante para essa defasagem. Uma vez que são utilizadas proporções do PIB e, além disso, os parâmetros de depreciação podem ser considerados constantes no curto prazo, essa defasagem temporal não prejudica a análise. Entretanto, no intuito de compatibilizar a economia modelada com a economia brasileira, a calibração dos parâmetros doravante utiliza dados para o ano de 2014. Neste ponto há que se frisar a mudança de metodologia de coleta e tratos dos dados pelo IBGE em 2010 (ref. 2010).

A partir das condições de primeira ordem da firma e de manipulação matemática simples, obtêm-se os parâmetros  $\theta$  e  $(1 - \theta)$ . Estes podem ser interpretados como as participações do capital e do trabalho no produto. Logo, são reescritas da seguinte forma:  $\theta = (Kp + Ke)r/Y$  e  $(1 - \theta) = wH/Y$ . Da Conta de Distribuição de Renda, do IBGE, a remuneração do capital como proporção do Produto<sup>9</sup> é contabilizada por meio da soma do excedente operacional bruto com uma parcela referente aos Autônomos, 1/3 do rendimento misto bruto, tal como realizado em Gomes et al. (2015) e Bezerra et al. (2014). Assim, foi calibrado  $\theta = 0,4221$ . E, de forma trivial, tem-se calibrado  $(1 - \theta) = 0,5779$ .

<sup>7</sup>O objetivo do uso da média é evitar dados referentes a vales ou picos de possíveis ciclos que a variável porventura possa apresentar ao longo do tempo, uma vez que isso poderia superestimar ou subestimar esse parâmetro. O ano de 2008, último ano utilizado, reflete o término da série de estoque de capital disponível pelo IPEADATA, calculados por Morandi & Reis (2004).

<sup>8</sup>Os dados referentes a investimento foram deflacionados pelo deflator da FBCF, o PIB pelo deflator implícito do PIB e o estoque de capital já foi coletado a preços constantes.

<sup>9</sup>Neste caso utilizou-se o PIB a custo de fatores (descontados impostos e subsídios).

**Tabela 1:** Síntese da calibração dos parâmetros de tecnologia e preferência

$\beta$	$\delta$	$\delta_e$	$\delta_g$	$\gamma$	$\mu$	$\theta$	$(1-\theta)$	$\iota$	$A$	$\psi$
0,9267	0,0886	0,0886	0,0494	0,09	0,5	0,4221	0,5779	0,27	15,1418	1,2333

Elaboração própria.

### 3.2 Parâmetros fiscais

As informações referentes à dívida pública ( $B$ ) foram extraídas do Boletim do Banco Central do Brasil. No ano de 2014 a dívida pública líquida<sup>10</sup> representou 32,58% do PIB. Do mesmo documento é possível obter ainda dados referentes ao pagamento de juros da dívida pública como proporção do produto ( $\rho B/Y$ ). Em 2014 este dado foi de 0,0538. Desta relação obtém-se o pagamento da dívida em termos nominais,  $\rho_{nominal} = 0,1653$ . Para obter esse dado em termos reais utilizou-se a seguinte fórmula:  $\rho = (\rho_{nominal} - IPCA_{2014})/(1 + IPCA_{2014})$ <sup>11</sup>. Tem-se, então,  $\rho = 0,0951$ .

Ainda acerca da dívida pública, segue a calibração da alíquota da dívida ( $\tau_B$ ). Para a obtenção de  $\tau_B$  este trabalho utiliza a legislação vigente que rege os impostos retidos na fonte com base de incidência sobre as aplicações financeiras (Lei nº 11.033/2004), em resumo, Imposto sobre Operações Financeiras e Imposto de Renda. Considerando as faixas de renda e suas respectivas alíquotas, bem como o tempo de aplicação, calculou-se uma alíquota média que, neste caso, foi utilizada como o parâmetro de interesse. Logo, tem-se  $\tau_B = 0,1697$ .

Uma vez obtida a variável  $\rho$  e o parâmetro  $\tau_B$ , pode-se calibrar o fator de desconto intertemporal ( $\beta$ ) e os parâmetros de política fiscal referentes à tributação do capital ( $\tau_{Kp}, \tau_{Ke}$ ). O parâmetro  $\beta$  é obtido por meio das condições de primeira ordem do consumidor, posta em estado estacionário. Tem-se, então,  $\beta = 1/(1 + \rho - \rho\tau_B) = 0,9267$ .

Considera-se a carga tributária que incide conjuntamente sobre os rendimentos do capital e dos títulos públicos como fração do PIB como  $\tau_{c,dp}$ . Para o ano de 2014, a soma da arrecadação dos rendimentos dos capitais, público e das estatais, e da dívida pública, como proporção do produto foi  $\tau_{c,dp} = 0,1363$ . A ausência de dados desagregados requer a suposição de que sobre os capitais privado e das estatais incidem a mesma carga tributária, logo  $\tau_{Kp} = \tau_{Ke}$ , doravante  $\tau_K$ . Essa suposição aplicada em  $\tau_{c,dp}$  gera o valor para a alíquota tributária que incide sobre o capital,  $\tau_K = 0,3012$ .

Em relação às outras alíquotas tributárias de acordo com o relatório anual Carga Tributária no Brasil 2015, da Secretaria da Receita Federal<sup>12</sup>. Os tributos sobre o consumo utilizados foram: Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) + Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) + Imposto sobre Serviços (ISS) + Contribuições de Intervenção no Domínio Econômico (Cide - Combustível) + Contribuições de Intervenção no Domínio Econômico (Cide - Remessas). Já em relação a tributação sobre o trabalho utilizou-se: Contrib. Custeio Pensões Militares + Contrib. para a Previdência

<sup>10</sup>Utilizou-se o saldo líquido da dívida por ser este um dos indicadores relevantes para sugerir a capacidade de solvência fiscal do país, sendo também utilizado por trabalhos como os de Saraiva et al. (2017) e Bezerra et al. (2014). Outras sugestões de indicadores relacionados são descritas em Athayde & Vianna (2015).

<sup>11</sup> $IPCA_{2014} = 6,407\%$

<sup>12</sup>Brasil (2016)

Social + Contrib. Seguridade Social Servidor Público (CPSS) + Contrib. sobre Receita de Concursos e Progn. + Contrib. Partic. Seguro DPVAT + Contrib. Rurais + Fundo de Saúde Militar (Beneficiário) + Contrib. para o FGTS + salário educação + Contrib. para o sistema S + Cota-Parte Contrib. Sindical + Contrib. Regime Próprio Previd. Est. + Contrib. Regime Próprio Previd. Municipal., no ano de 2014 a arrecadação de impostos sobre o consumo como proporção do produto foi de 9,13%. Já o consumo como proporção do PIB foi de 62,9%. Tem-se com isso  $\tau_{Cp} = 0,1450$ . Já a arrecadação sobre os rendimentos do trabalho em proporção do Produto foi de 9,08%. Dado que a fração da renda do trabalho como proporção do Produto foi calibrada obtendo  $(1 - \theta) = 0,5779$ , isso implica em  $\tau_H = 0,1572$ .

No ano de 2014 os investimentos privado, em infraestrutura pública e nas estatais, representaram, respectivamente, 13,51%, 2,96% e 1,40% do Produto. No mesmo ano o consumo do Governo, também em fração do produto, foi de 19,15%. Já a dívida pública como proporção do Produto foi de 32,58%. Assim, têm-se calibrados  $\alpha_{Cg} = 0,1915$ ,  $\alpha_{Ie} = 0,0140$ ,  $\alpha_J = 0,0296$  e  $\alpha_B = 0,3258$ .

O parâmetro que representa a participação do setor privado no excedente operacional bruto das empresas estatais ( $\lambda$ ) foi obtido de forma residual como o complementar da participação do setor público. Utilizaram-se dados da Controladoria Geral da União referentes às participações acionárias da União em dezembro de 2014. Calculou-se uma média da participação acionária da União ponderada pelo total do investimento em cada respectiva empresa estatal. Aqui, foram consideradas 23 empresas públicas e 16 sociedades de economia mista<sup>13</sup> nas quais a União possui participação acionária majoritária, resultando em 63,26%. Isso implica que a participação privada nas empresas estatais é de 36,74%. Logo,  $\lambda = 0,3674$ .

**Tabela 2:** Síntese da calibração dos parâmetros fiscais

$\tau_{Cp}$	$\tau_K$	$\tau_B$	$\tau_H$	$\alpha_{Cg}$	$\alpha_{Ie}$	$\alpha_J$	$\alpha_B$	$\lambda$
0,1450	0,3012	0,1697	0,1572	0,1915	0,0140	0,0296	0,3258	0,3674

Elaboração própria.

#### 4 Simulações e resultados

O nível de ineficiência assumido para o setor público brasileiro é de 27%<sup>14</sup>. O trabalho direciona-se para simulações de reduções de alíquotas tributárias, de forma a reduzir a carga tributária, e dos níveis de ineficiência, de formas isoladas e conjuntas. As políticas<sup>15</sup> propostas são assumidas sem custo adicional ao erário para tais implementações sob o argumento de que podem ser atingidas via mudanças na legislação referentes à tributação e/ou gasto público e/ou cobrança de resultados no fornecimento de serviços públicos, por exemplo. Por outro lado, necessita-se frisar que tais implementações requerem um custo político elevado. Tal custo se deve à estrutura do poder legislativo para implementar alterações, principalmente acerca de questões relativas à desvinculação de gastos e/ou receitas.

<sup>13</sup>Utilizaram-se apenas as participações com investimento superior a R\$100 mil.

<sup>14</sup>Valor estimado por IMF (2015). Ver seção de Calibração.

<sup>15</sup>Ao se referir genericamente a políticas, refere-se também às reformas tributárias propostas.

#### 4.1 Uma medida de bem-estar

A medida de bem-estar adotada neste trabalho segue a metodologia de Cooley & Hansen (1992). Contudo, devem-se frisar as diferenças nas formas funcionais da utilidade da referência citada e deste trabalho. Pois uma vez que a medida  $x$  capta os ganhos em termos de consumo privado, em Cooley & Hansen (1992) tem-se que ambas as formas de consumo são consumo privado, complementares. Por outro lado, este estudo utiliza apenas uma fonte de consumo privado ( $Cp$ ).

A interpretação segue que valores positivos de  $x$  equivalem ao aumento percentual no consumo privado ( $Cp$ ) em relação ao estado estacionário inicial, suficiente para satisfazer a igualdade da equação (11). Em outras palavras, suficiente para gerar o mesmo nível de utilidade após a implementação da proposta, *ceteris paribus*.

$$\sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \left( \text{Log}(Cp_t^{EE}(1+x) + \mu(1-l_c)Cg_t^{EE}) + \psi \text{Log}(1-H_t^{EE}) \right) = \quad (11)$$

$$\sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \left( \text{Log}(Cp_t^{DC} + \mu(1-l_c)Cg_t^{DC}) + \psi \text{Log}(1-H_t^{DC}) \right)$$

Na expressão (11) o sobrescrito ( $EE$ ) refere-se à situação temporal das variáveis no estado estacionário calibrado ou inicial, antes do choque causado pela implementação das Políticas. Já o sobrescrito ( $DC$ ) representa todo o período após a implementação.

#### 4.2 Simulações de Políticas

Nas simulações de políticas propostas neste trabalho, as análises de bem-estar consideram todo o período após a intervenção da política. Assim, os efeitos da transição entre os estados estacionários, inicial e de longo prazo, são considerados na medida proposta pela subseção anterior.

O modelo converge para o novo estado estacionário por volta do trecentésimo período após a implementação das políticas. Dado que as diferenças são mínimas entre os resultados referentes ao ducentésimo e ao trecentésimo, as referências textuais em relação ao longo prazo referem-se ao ducentésimo, e são visualizadas na última coluna de cada tabela.

A Tabela 3 mostra os resultados da Reforma Tributária 1 (RT1)<sup>16</sup> que reduz as alíquotas tributárias em 15%, mantendo-se constante o ambiente institucional público com níveis de ineficiência de 27%. As reduções adotadas nas alíquotas são, por simplicidade, assumidas iguais em todas consideradas no modelo, gerando uma redução na carga tributária de mesma magnitude.

Com a implementação da RT1 seriam observados, logo no primeiro período, aumentos nos desempenhos da maioria das variáveis consideradas na tabela, com exceção do consumo privado e da receita tributária. Em relação ao consumo, uma variação positiva de 1,65% seria observada logo no 4º período. No longo prazo o consumo seria de quase 9% maior.

No tocante à redução da receita tributária, a conclusão é trivial, uma vez que o foco da reforma é a redução das alíquotas. Entretanto, percebe-se que a variação na Receita é menor que a redução das alíquotas (15%). É fácil inferir,

<sup>16</sup>Assumindo-se que a redução de carga tributária, com reduções iguais em todas as alíquotas, é uma forma simplificada de reforma tributária.

**Tabela 3:** Variação das variáveis macroeconômicas e do bem-estar da Reforma Tributária 1 (RT1)\*.

Anos após	0	1	4	8	12	20	50	200
Variáveis								
Cons. privado	1,00	0,9802	1,0165	1,0448	1,0603	1,0746	1,0863	1,0898
Cons. bens públicos	1,00	1,0379	1,0593	1,0760	1,0854	1,0949	1,1046	1,1079
Invest. privado	1,00	1,2836	1,2410	1,2084	1,1922	1,1813	1,1822	1,1846
Invest. estatais	1,00	1,0379	1,0593	1,0760	1,0854	1,0949	1,1046	1,1079
Invest. infraest.	1,00	1,0379	1,0593	1,0760	1,0854	1,0949	1,1046	1,1079
PIB	1,00	1,0379	1,0593	1,0760	1,0854	1,0949	1,1046	1,1079
Est. capital priv.	1,00	1,0251	1,0805	1,1232	1,1460	1,1660	1,1804	1,1845
Est. capital estatais	1,00	1,0034	1,0155	1,0327	1,0481	1,0711	1,1010	1,1079
Infraestrutura gov.	1,00	1,0019	1,0091	1,0204	1,0318	1,0518	1,0912	1,1078
Horas de trabalho	1,00	1,0666	1,0567	1,0495	1,0458	1,0430	1,0417	1,0416
Receita fiscal	1,00	0,8676	0,8915	0,9076	0,9166	0,9254	0,9340	0,9368
Composição do produto (%)								
(Cons. priv./PIB)	61,91	58,46	59,41	60,11	60,48	60,76	60,88	60,90
(Inv. priv./PIB)	14,56	18,01	17,06	16,36	16,00	15,71	15,59	15,57
(Receita/PIB)	31,36	26,22	26,39	26,45	26,49	26,51	26,52	26,52

Elaboração própria.

Notas: RT1\*: Redução das alíquotas em 15%.

Obs.: Efeito de bem-estar:  $x = 1,6575$ .

a partir da equação (7), que isso se deve ao fato de as variáveis sobre as quais incidem as alíquotas sofrerem variações positivas de forma a gerar esse efeito, além de compensar a queda inicial observada no consumo, base de incidência de tributação. No longo prazo a Receita seria menor, vis-à-vis o estado estacionário inicial, apenas 6,3%. Ou seja, menos da metade da redução das alíquotas.

Vê-se, então, que o crescimento dos agregados macroeconômicos recuperaria, parcialmente, a receita tributária do governo. Tais resultados significam uma capacidade positiva de resposta da economia ao tipo de estímulo do qual se trata essa política. Em outras palavras, a RT1 gera um efeito propulsor na economia. O investimento privado, motor da economia, aumentaria em quase 28% no primeiro período e em 18% no longo prazo. Já o produto crescerá quase 3,8% no primeiro período e no longo prazo esse crescimento seria maior que 10%.

Destaca-se o aumento das horas trabalhadas de mais de 6,6% no primeiro período e no longo prazo de 4,16%. Fato que age como redutor de bem-estar do agente. Somando-se a isso os resultados acima explicitados, tem-se que a RT1 geraria um ganho de bem-estar de, aproximadamente, 1,65%.

Agora, suponhamos que o ambiente político do governo e/ou momento econômico do país não permita, no momento em que a economia foi compatibilizada com o modelo, implementar uma reforma tributária tal como a RT1. Adicionalmente, suponhamos que o governo deseja implementar alguma política que melhore o bem-estar do agente representativo em, pelo menos, o bem-estar que a RT1 geraria (1,65%).

Uma vez que o governo foi suposto como inerentemente ineficiente, e que de acordo com Carvalho (2017), obteve ganhos de bem-estar via políticas de redução de ineficiência, deve existir um nível de ineficiência menor que o valor calibrado (27%) tal que gere o bem-estar mínimo citado.

Consideremos, então, uma política de redução de ineficiência para o nível de 19,5%, aqui denominada Política 1. A Tabela 4 contém os resultados

macroeconômicos que seriam obtidos com a implementação desta Política.

**Tabela 4:** Efeitos macroeconômicos e de bem-estar da Política 1\*

Anos após	0	1	4	8	12	20	50	200
Variáveis								
Cons. privado	1,00	0,9992	0,9977	0,9976	0,9986	1,0013	1,0077	1,0104
Cons. bens públicos	1,00	0,9943	0,9946	0,9957	0,9972	1,0001	1,0061	1,0087
Invest. privado	1,00	0,9737	0,9813	0,9874	0,9911	0,9950	0,9997	1,0014
Invest. estatais	1,00	0,9943	0,9946	0,9957	0,9972	1,0001	1,0061	1,0087
Invest. infraest.	1,00	0,9943	0,9946	0,9957	0,9972	1,0001	1,0061	1,0087
PIB	1,00	0,9943	0,9946	0,9957	0,9972	1,0001	1,0061	1,0087
Est. capital priv.	1,00	0,9977	0,9932	0,9908	0,9905	0,9922	0,9984	1,0014
Est. capital estatais	1,00	1,0085	1,0299	1,0509	1,0658	1,0846	1,1067	1,1123
Infraestrutura Gov.	1,00	1,0085	1,0299	1,0509	1,0658	1,0846	1,1067	1,1123
Horas de trabalho	1,00	0,9902	0,9912	0,9919	0,9923	0,9924	0,9922	0,9921
Receita fiscal	1,00	0,9958	0,9954	0,9963	0,9976	1,0005	1,0066	1,0092
Composição do produto (%)								
(Cons. priv./PIB)	61,91	62,21	62,10	62,03	62,00	61,98	62,00	62,01
(Inv. priv./PIB)	14,56	14,26	14,37	14,44	14,48	14,49	14,47	14,46
(Receita/PIB)	31,36	31,41	31,39	31,38	31,38	31,38	31,38	31,38

Elaboração própria.

Redução do nível de ineficiência suficiente para garantir, pelo menos, o mesmo nível de bem-estar da Reforma Tributária 1. Ou seja,  $t = 0,195 = 19,5\%$ .

Obs.: Efeito de bem-estar:  $x = 1,6817$ .

São observadas reduções nas variáveis no primeiro período que perduram no curto prazo, exceto no estoque de capital das estatais e de infraestrutura. Devido à magnitude da redução adotada nesta política, essas variações de curto prazo, menores que 1%, são modestas e recuperar-se-iam desse choque logo no médio prazo<sup>17</sup>. O fato pode ser visto como um pequeno sacrifício por parte do governo e da sociedade como um todo no curto prazo em troca de um benefício no médio e longo prazos.

O investimento privado é a variável que sofreria o maior impacto negativo, apresentaria queda de 2,6% no primeiro período e recuperar-se-ia apenas no longo prazo, devido a uma espécie de recomposição entre os estoques de capital dentro da produção. Tal fato impacta direta e negativamente o estoque de capital privado.

Muito embora os consumos sofram reduções de curto prazo, as recuperações no longo prazo juntamente com a redução nas horas trabalhadas tanto no curto quanto no longo prazo gerariam efeitos positivos de bem-estar, pois a medida de bem-estar adotada neste trabalho considera as perdas da transição de um estado estacionário para outro.

Uma vez que a atenção deste estudo reside também sobre a carga tributária, que impacta diretamente a receita tributária, deve-se atentar para essa variável, ainda que a Política 1 não modifique alíquotas tributárias e concerna apenas reduções nos níveis de ineficiência. Assim, observa-se que Política 1 geraria uma redução praticamente irrisória nas receitas no curto prazo, menor que 0,5%. Passados 20 períodos, a receita tributária já apresentaria crescimento em relação ao nível de estado estacionário inicial. No longo prazo, crescerá quase 1%.

Uma vez que há equivalência em termos de bem-estar, pode-se fazer um paralelo entre as políticas descritas. Percebe-se que a RT1 afetaria negativa-

<sup>17</sup>Aqui, definido como 20 períodos.



mente o governo via redução das receitas tributárias e, por outro lado, favoreceria os agregados macroeconômicos propulsores da economia, como o investimento privado. Ainda que a RT1 gere aumentos na carga horária trabalhada, afetando negativamente a utilidade do agente, há uma compensação que, muito embora não possa ser identificada isoladamente, deve-se aos ganhos expressivos dos consumos. Já a Política 1, por conseguir um aumento da receita do governo no longo prazo em torno de 1%, pode ser considerada como mais interessante ao governo, apesar de ambas apresentarem dificuldades políticas de implementação.

A partir dos resultados apresentados, bem como da discussão presente na seção introdutória acerca da relação direta entre as atividades do governo de arrecadar e gastar, pode-se inferir que qualquer medida que aumente as receitas tributárias em qualquer momento, caso não seja combatido o processo de desperdício contabilizado pelos parâmetros de ineficiência, aumentará o bem-estar das pessoas, *ceteris paribus*. No entanto, tal aumento não ocorre como potencialmente poderia, caso os níveis de ineficiência fossem menores.

Desta forma, agora, a suposição é que o governo esteja disposto a adotar ambas as políticas de forma simultânea. A Tabela 5, a seguir mostra os resultados desse esforço político. É sensato esperar que as políticas conjuntas impliquem em ganhos maiores de bem-estar se consideradas com as políticas implementadas de forma isolada. Já em relação às variáveis, no geral, os resultados dependem das magnitudes das reduções implementadas. Neste caso específico, o efeito propulsor da RT1, e seus resultados de curto prazo inclusive, sobrepõem as reduções nas variáveis geradas pelo efeito da Política 1.

**Tabela 5:** Efeitos macroeconômicos e de bem-estar da RT1 e Política 1 conjuntas.

Anos após	0	1	4	8	12	20	50	200
Variáveis								
Cons. privado	1,00	0,9793	1,0142	1,0425	1,0591	1,0763	1,0949	1,1012
Cons. bens públicos	1,00	1,0321	1,0536	1,0715	1,0827	1,0954	1,1116	1,1175
Invest. privado	1,00	1,2562	1,2208	1,1948	1,1828	1,1764	1,1826	1,1868
Invest. Estatais	1,00	1,0321	1,0536	1,0715	1,0827	1,0954	1,1116	1,1175
Invest. Infraest.	1,00	1,0321	1,0536	1,0715	1,0827	1,0954	1,1116	1,1175
PIB	1,00	1,0321	1,0536	1,0715	1,0827	1,0954	1,1116	1,1175
Est. capital priv.	1,00	1,0227	1,0732	1,1133	1,1359	1,1578	1,1794	1,1868
Est. capital estatais	1,00	1,0122	1,0469	1,0868	1,1188	1,1631	1,2189	1,2323
Infraestrutura Gov.	1,00	1,0122	1,0469	1,0868	1,1188	1,1631	1,2189	1,2323
Horas de trabalho	1,00	1,0561	1,0475	1,0411	1,0378	1,0351	1,0336	1,0334
Receita fiscal	1,00	0,8640	0,8874	0,9043	0,9147	0,9262	0,9404	0,9455
Composição do Produto (%)								
(Cons. Priv./PIB)	61,91	58,75	59,60	60,23	60,56	60,83	60,98	61,01
(Inv. Priv./PIB)	14,56	17,73	16,88	16,24	15,91	15,64	15,49	15,47
(Receita/PIB)	31,36	26,25	26,42	26,47	26,50	26,52	26,53	26,53

Elaboração própria.

Obs.: Efeito de bem-estar:  $x = 3,46$ .

Essa implementação conjunta geraria um ganho de 3,46% de bem-estar. Este resultado ainda mais significativo que os anteriores decorre da construção da medida de bem-estar, que se consegue pela redução da ineficiência, gera mais bens e serviços públicos para os agentes. Por outro lado, as reduções na carga tributária geram o impacto direto nos agregados macroeconômicos, o que impacta a medida de bem-estar mais pelo consumo privado e lazer.

Os demais resultados seguem aqueles obtidos quando da implementação individual da RT1, apenas com seus efeitos levemente amenizados. Dadas as descrições da Tabela 3 e evitando o enfado do leitor, omitiu-se o detalhamento dos resultados da Tabela 5. Frisa-se, entretanto, para fins de argumentação de outras políticas, o resultado da receita tributária, abaixo do nível apresentado no estado estacionário inicial. Essa diferença figura-se na magnitude de menos de 5%, muito menor que a redução das alíquotas, de 15%.

A partir dos resultados em relação à receita tributária alcançados com a RT1, suponhamos que o governo não esteja disposto a arcar com a perda de receita de tal magnitude no longo prazo. Consideremos, então, a Reforma Tributária 2 (RT2), que implementa uma redução na carga tributária em 7,5%<sup>18</sup>. A capacidade de recuperação da economia e, como tal, da capacidade do governo de arrecadar em resposta a esse tipo de política faz com que no longo prazo a receita tributária aumente em relação aos primeiros períodos após o choque. Muito embora a arrecadação do governo não retorne ao patamar inicial, a diferença é reduzida consideravelmente, de forma que ao final a arrecadação é menos de 3% menor que o inicial.

Os demais resultados seguem o mesmo sentido daqueles obtidos pela RT1 e são respeitadas, aproximadamente, as proporções considerando as magnitudes de redução da carga tributária. Isso se deve, provavelmente, ao pressuposto de retornos constantes de escala dos fatores capital e trabalho. A RT2 proporcionaria um ganho de bem-estar de 0,88%. Este e os demais resultados dessa política encontram-se na Tabela A.1, no apêndice.

Seguindo o exercício esboçado anteriormente de simular políticas que proporcionem resultados equivalentes em termos de bem-estar, caso o governo optasse não por reduzir carga tributária e sim reduzir seus níveis de ineficiência, tem-se a Política 2. Esta propõe uma redução de ineficiência de forma a gerar um ganho de bem-estar equivalente ao obtido pela RT2. Este nível é de 23,1%. Os resultados dessa política encontram-se na Tabela A.2, no apêndice. Ou seja, reduz-se o nível de ineficiência do setor público dos 27% calibrados para 23,1%.

Na Política 2 seria observada uma redução de curto prazo nas receitas tributárias em torno de 0,2%. Comparando ao estado estacionário inicial, após aproximadamente 20 períodos, essa variável apresentaria crescimento e permaneceria crescendo até o estado estacionário final, que seria 0,5% maior que o nível calibrado.

Nos casos da RT2 e da política 2, os ganhos de bem-estar obtidos são pouco expressivos quando considerados em políticas isoladas. Novamente, supondo que o governo esteja disposto a adotar ambas as políticas simultaneamente e aumentar o nível de bem-estar do agente, tem-se que os resultados, grosso modo, são similares àqueles obtidos na tabela 5. Isso se deve à semelhança das implementações.

A Tabela 6 contém os resultados dessa implementação conjunta, tal como na tabela anterior. No entanto, este caso apresenta uma menor magnitude de esforços. Estes, por sua vez, implicam em menores resultados, ainda que possam ser considerados como bons resultados.

---

<sup>18</sup>A escolha desse valor foi arbitrária, mais precisamente corresponde à metade da redução proposta pela RT1. O objetivo é traçar um sentido no qual os resultados possibilitem inferências sobre outros valores.

**Tabela 6:** Efeitos macroeconômicos e de bem-estar da RT2 e Política 2 conjuntas.

Anos após	0	1	4	8	12	20	50	200
Variáveis								
Cons. privado	1,00	0,9898	1,0073	1,0213	1,0295	1,0380	1,0472	1,0504
Cons. bens públicos	1,00	1,0160	1,0265	1,0353	1,0408	1,0470	1,0551	1,0581
Invest. privado	1,00	1,1270	1,1082	1,0949	1,0888	1,0856	1,0887	1,0908
Invest. estatais	1,00	1,0160	1,0265	1,0353	1,0408	1,0470	1,0551	1,0581
Invest. infraest.	1,00	1,0160	1,0265	1,0353	1,0408	1,0470	1,0551	1,0581
PIB	1,00	1,0160	1,0265	1,0353	1,0408	1,0470	1,0551	1,0581
Est. capital priv.	1,00	1,0112	1,0361	1,0555	1,0664	1,0768	1,0871	1,0908
Est. capital estatais	1,00	1,0062	1,0237	1,0436	1,0594	1,0811	1,1082	1,1147
Infraestrutura gov.	1,00	1,0035	1,0140	1,0275	1,0398	1,0601	1,0986	1,1146
Horas de trabalho	1,00	1,0200	1,0291	1,0369	1,0418	1,0476	1,0553	1,0581
Receita fiscal	1,00	0,9326	0,9452	0,9543	0,9598	0,9660	0,9737	0,9765
Composição do Produto (%)								
(Cons. priv./PIB)	61,91	60,32	60,75	61,07	61,24	61,37	61,44	61,46
(Inv. priv./PIB)	14,56	16,16	15,72	15,40	15,24	15,10	15,03	15,01
(Receita/PIB)	31,36	28,79	28,88	28,91	28,92	28,94	28,94	28,94

Elaboração própria.

Notas: RT2: Redução da carga tributária em 7,5%; Política 2: Redução dos níveis de ineficiência de 27% para 23,1%. Obs.: Efeito de bem-estar:  $x = 1,7974$ .

A implementação conjunta da RT2 e Política 2 geraria um ganho de bem-estar de quase 1,8%. O Investimento privado, variável de maior resposta observadas as reduções tributárias, cresceria 12% no primeiro período e em torno de 9% no longo prazo. A partir disso, o produto cresceria em torno de 1,6% logo no primeiro período e 5,8% no longo prazo. Novamente, a receita tributária não retornaria a seu volume inicial.

Como já visto nas tabelas dispostas, combinações de políticas de redução de carga tributária com reduções de ineficiência geram ganhos de bem-estar expressivos quando comparados aos ganhos obtidos em implementações isoladas.

Ainda que as políticas que envolvam redução de alíquotas, isoladas ou conjuntas, até agora apresentadas gerem ganhos de bem-estar e variações positivas nos principais agregados macroeconômicos, geram também reduções de receita tributária, tanto no curto quanto no longo prazo. Contudo, políticas que gerem tais resultados podem não ser bem vistas ou bem aceitas pelo governo. Pois, uma vez que o estado brasileiro possui obrigações/gastos garantidos pela constituição e/ou leis específicas, isso se configura como uma forma de rigidez, e como tal requer tempo para adaptações.

Então, suponhamos que o governo não esteja disposto a implementar políticas que gerem redução do nível de arrecadação nem no curto<sup>19</sup> nem no longo prazos e que imponha a condição de que as ações implementadas sejam tais que mantenham o nível de receita tributária por 10 anos de vigência da política e, além disso, que no longo prazo retornem ao patamar inicialmente calibrado. No entanto, ainda assim seria possível implementar uma política de redução de carga tributária. Para tanto, este trabalho destaca a Tabela 7 contendo uma combinação de redução de ineficiência simultânea à redução da carga tributária que possibilita tal feito, denominada Reforma Governamental 1<sup>20</sup>

<sup>19</sup> Aqui arbitrado como sendo o período de 10 anos.

<sup>20</sup> Tal denominação deve-se ao fato de que a política modifica a forma de o governo tratar tanto

Notemos que os ganhos de eficiência implicam, para um dado volume de recursos, em aumentos no fornecimento tanto de bens e serviços para consumo do agente quanto de bens e serviços produtivos, tal como infraestrutura, para uso pela firma. Assim, no caso de implementação da Reforma Governamental, uma vez que as receitas retornam ao patamar inicial, tem-se um aumento considerável na quantidade dos bens e serviços ofertados pelo governo. Na economia real isso pode-se traduzir como aumento no consumo *per capita* de bens públicos e de infraestrutura por unidade produtiva.

A Reforma Governamental 1, disposta na Tabela 7, implementa uma redução nas alíquotas tributárias em 3,3% simultaneamente a uma redução nos níveis de ineficiência, de 27% para 17%.

**Tabela 7:** Efeitos macroeconômicos e de bem-estar da Reforma Governamental 1\*

Anos após	0	1	4	8	12	20	50	200
Variáveis								
Cons. privado	1,00	0,9947	1,0007	1,0068	1,0114	1,0181	1,0290	1,0333
Cons. bens públicos	1,00	1,0007	1,0056	1,0106	1,0147	1,0206	1,0307	1,0347
Invest. privado	1,00	1,0265	1,0262	1,0271	1,0284	1,0314	1,0377	1,0405
Invest. estatais	1,00	1,0007	1,0056	1,0106	1,0147	1,0206	1,0307	1,0347
Invest. infraest.	1,00	1,0007	1,0056	1,0106	1,0147	1,0206	1,0307	1,0347
PIB	1,00	1,0007	1,0056	1,0106	1,0147	1,0206	1,0307	1,0347
Est. capital priv.	1,00	1,0023	1,0081	1,0139	1,0183	1,0245	1,0357	1,0405
Est. capital estatais	1,00	1,0122	1,0437	1,0758	1,0994	1,1302	1,1672	1,1764
Infraestrutura gov.	1,00	1,0122	1,0437	1,0758	1,0994	1,1302	1,1672	1,1764
Horas de trabalho	1,00	1,0013	1,0006	1,0000	0,9996	0,9992	0,9987	0,9985
Receita fiscal	1,00	1,0000	1,0000	1,0000	0,9804	0,9862	0,9961	1,0001
Composição do produto (%)								
(Cons. priv./PIB)	61,91	61,53	61,61	61,67	61,71	61,75	61,81	61,83
(Inv. priv./PIB)	14,56	14,94	14,86	14,80	14,76	14,72	14,66	14,65
(Receita/PIB)	31,36	31,34	31,19	31,03	30,30	30,31	30,31	30,31

Elaboração própria.

Notas: \*Reforma Governamental 1: Redução de alíquota tributária em 3,3% conjuntamente com redução dos níveis de ineficiência de 27% para 17% ( $t = 0,17$ )

Obs.: Efeito de bem-estar:  $x = 2,6766$ .

A implementação da Reforma Governamental 1 implicaria variações positivas dos agregados macroeconômicos logo no primeiro período após seu início, exceto em relação ao consumo privado. Este, no entanto, já apresentaria crescimento positivo no quarto período. Tais variações manter-se-iam positivas ao longo do tempo, com exceção das horas trabalhadas, que se reduziriam por volta do 12º período. Frisa-se, no entanto, que tal redução é um fator positivo, uma vez que impacta positivamente no bem-estar do indivíduo.

A conjunção dos resultados dessa Reforma Governamental implicaria ganhos de bem-estar correspondentes a 2,67%. A receita tributária, a partir do 11º período, apresentaria queda de aproximadamente 2%. O valor é considerado baixo, sobretudo ao se evocar que a redução dos níveis de ineficiência implica em aumento no fornecimento de bens e serviços públicos, mesmo dispondo de menor receita tributária.

Existem, é claro, várias outras combinações possíveis de reduções de tributação e ineficiência do setor público que outorgam a restrição imposta pela, aqui denominada, Reforma Governamental. Esta, a lembrar, compele igual-

a arrecadação como o gasto público, configurando-se em uma reforma de governo completa.

dade ao nível de tributação referente ao estado estacionário inicial, tanto do nível de receita tributária ao longo dos 10 primeiros períodos após a implementação da reforma quanto de receita tributária de longo prazo.

Considere, como exemplo de combinação possível, que o máximo de redução de ineficiência possível, respeitando a factibilidade da proposta, é reduzir de 27% para 13%<sup>21</sup>, tal como em Carvalho (2017). Uma vez disposto a reduzir seus níveis de ineficiência para 13%, o governo consegue reduzir as alíquotas tributárias em 4,35%. Essa política<sup>22</sup> traria um leve aumento de produto no primeiro período e de 4,6% no longo prazo. Além disso, considerando toda a conjuntura, geraria um ganho de bem-estar de 3,7%.

Em suma, uma vez implementadas, as reformas e políticas propostas gerariam resultados positivos tanto para o indivíduo quanto para a economia em termos agregados. Todas as propostas deste trabalho obtiveram ganhos de bem-estar. Ainda que os resultados em termos de produto representem o principal resultado macroeconômico, devido a sua constante aferição, o bem-estar figura-se como o principal objetivo do agente representativo desta economia e, mesmo que não seja captado pelo modelo apresentado neste trabalho, deve ser o objetivo do governo também.

A escolha das variáveis descritas nos resultados ocorreu de forma arbitrária pelos autores. Uma vez entendida a natureza das tabelas, estas se tornam autoexplicativas. Assim, análises de todas as variáveis contempladas e/ou de alguma específica ficam a cargo do leitor.

## 5 Considerações finais

Este trabalho utilizou um modelo de equilíbrio geral computável calibrado para a economia brasileira, considerando o setor público como inerentemente ineficiente. Assumiram-se iguais níveis de ineficiência em todas as bases de incidência e que as políticas implementadas não oneram o estado.

A partir do modelo calibrado, realizaram-se simulações de políticas de redução de alíquotas tributárias, sempre em igual magnitude, no intuito de simular redução na carga tributária como um todo, e de reduções dos níveis de ineficiência, isoladas e conjuntas.

Visando encontrar políticas equivalentes, em termos de bem-estar, foram propostas políticas de reduções da carga tributária (Reformas Tributárias) para níveis arbitrariamente selecionados e, a partir do bem-estar gerado, como alternativas ao governo foram propostas políticas de redução mínima de ineficiência tais que gerassem, pelo menos, o mesmo ganho de bem-estar da reforma tributária.

Observou-se que as políticas de redução de ineficiência implementadas de maneira isolada gerariam ganhos de bem-estar mais rapidamente. Tais ganhos seriam obtidos em um cenário no qual os agregados macroeconômicos apresentariam reduções nos primeiros períodos após os choques e perdurariam, por vezes, até 20 períodos. Isso se deve, em grande parte, ao consumo de bens públicos, incidência direta de ineficiência, e do aumento do lazer do indivíduo, dado que a carga horária trabalhada se reduz.

---

<sup>21</sup> Este exercício simula o Brasil reduzindo seus níveis de ineficiência para o nível médio de ineficiência dos países de renda alta. Segundo a divisão realizada por IMF (2015)

<sup>22</sup> Reforma Governamental 2: A Tabela A.3, contendo todos os resultados, encontra-se como apêndice, ao final do documento.

Uma forma pela qual os níveis de ineficiência podem ser reduzidos é pela melhoria dos mecanismos de gestão do aparato público. Isso pode ser feito de diferentes formas, como pela utilização de um sistema efetivo de avaliação de rendimento e cobrança de resultados e metas, ou a melhoria nos processos dentro das instituições, por exemplo. Pode-se, ainda, criar ou aprimorar mecanismos efetivos de fiscalização e transparência com mecanismos adequados de incentivo, em casos de boas práticas, e punição, caso contrário. Este último pode tratar de casos de corrupção em suas diferentes formas e esferas de manifestação.

Já as políticas de cunho tributário exerceriam uma espécie de efeito propulsor na economia, de forma tal que os agregados macroeconômicos apresentariam variações positivas logo no primeiro período e perdurariam ao longo do tempo até o longo prazo. O crescimento do produto, ao demandar mais fatores de produção, leva ao aumento nas horas trabalhadas. No mundo real esse aumento pode ser interpretado como o aumento do nível de emprego da economia.

Além disso, realizaram-se simulações considerando implementações simultâneas de ambas as políticas. Estas gerariam maiores níveis de bem-estar se comparados aos obtidos em implementações isoladas. Considerando um cenário com reduções mais modestas, poder-se-ia obter ganhos de bem-estar de aproximadamente 1,8%.

Já em um cenário no qual o governo estivesse disposto a implementar maiores reduções, seria possível obter aproximadamente 3,5% de ganho de bem-estar. Quanto aos efeitos sobre os agregados macroeconômicos, o efeito propulsor da reforma tributária se sobreporia aos efeitos de curto prazo das políticas de redução de ineficiência, de forma que estes seriam positivos e, em alguns casos, bastante expressivos.

Por fim, consideraram-se cenários nos quais o governo implementa uma política de redução de carga tributária somente sob certas circunstâncias, a lembrar, se o nível de arrecadação permanece constante, e igual ao estado estacionário calibrado, por 10 anos, e que, além disso, retorna a esse mesmo volume no longo prazo. Para tanto, deve compensar com uma política de redução de ineficiência. Como visto, tais políticas implicam em maiores ganhos de bem-estar para o agente representativo. Em um cenário de maior disposição do governo a implementar tais políticas de forma mais vigorosa, os ganhos seriam equivalentes a um aumento permanente de 3,71% nos níveis de consumo atual, *ceteris paribus*.

Em suma, mostrou-se o quanto esforços na perspectiva tanto de redução da carga tributária quanto da redução da ineficiência inerente ao setor público podem gerar de resultados positivos sobre os agregados macroeconômicos e sobre o bem-estar, sobretudo quando da combinação de ambas as políticas. Muito embora haja um custo político para tais implementações, espera-se que tais resultados possam munir os *policymakers* com possibilidades de políticas aplicáveis e replicáveis, a depender do objetivo do governo.

## 6 Agradecimentos

Os autores agradecem as sugestões e críticas dos pareceristas anônimos. Agradecem, ainda, o financiamento da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e do Conselho de Desenvolvimento Ci-

entífico e Tecnológico (CNPq) e o apoio da Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação da Universidade Federal do Ceará (PRPPG/UFC). Ricardo A. de Castro Pereira, adicionalmente, agradece o financiamento do Programa de Educação Tutorial (PET) da Secretaria de Educação Superior do Ministério da Educação (SESU/MEC) e o financiamento dos Institutos Nacionais de Ciência e Tecnologia (INCTs/CNPQq).

## Referências Bibliográficas

- Agénor, P.-R. (2010). A theory of infrastructure-led development. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Amsterdam, v. 34, p. 932–950.
- Athayde, D. R. & Vianna, A. C. (2015). Dívida pública brasileira: uma análise comparativa dos três principais indicadores de esforço fiscal do governo. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 25, p. 403–420.
- Barro, R. (2010). *A Cross Country Study of Growth, Saving, and Government*. Cambridge, MA: NBER (Working Paper No. 2855).
- Berg, M. A., Buffie, M. E. F., Pattillo, M. C. A., Portillo, R., Presbitero, A. & Zanna, L.-F. (2015). Some misconceptions about public investment efficiency and growth. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Bezerra, A. (2010). *Estimação do impacto do estoque de capital na economia brasileira: 1950 a 2008*. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo, Fortaleza.
- Bezerra, A., Pereira, R. A., Campos, F. A. O. & Callado, M. C. (2014). Efeitos de crescimento e bem-estar da recomposição dos investimentos públicos no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Brasília, v. 44, p. 579–607.
- Brasil (2016). *Carga tributária no Brasil 2015: análise por tributo e bases de incidência*. Brasília: Secretaria da Receita Federal, 2016. Disponível em: <http://idg.receita.fazenda.gov.br/dados/receitadata/estudos-e-tributarios-e-aduaneiros/estudose-estatisticas/carga-tributaria-no-brasil/ctb-2015.pdf>. Acesso: 12 jun. 2017.
- Burman, L. E. & Phaup, M. (2014). Tax expenditures, the size and efficiency of government, and implications for budget reform. *Tax Policy and the Economy*, Chicago, v. 26, p. 93–124.
- Campos, F. A. O. & Pereira, R. A. (2016). Corrupção e ineficiência no Brasil: uma análise de equilíbrio geral. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 46, p. 373–408.
- Carvalho, L. (2017). *Ineficiência no setor público: uma análise dos efeitos macroeconômicos e de bem-estar*. Universidade Federal do Ceará.
- Cooley, T. F. & Hansen, G. D. (1992). Tax distortions in a neoclassical monetary economy. *Journal of Economic Theory*, Amsterdam, v. 58, p. 290–316.
- Cooley, T. F. & Prescott, E. C. (1995). Economic growth and business cycles. In: Cooley, Thomas F. (ed.) *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton, NJ: Princeton University Press, p. 1–38.

Ellery Jr., R. (2016). *Carga tributária no Brasil e em países emergentes*. Disponível em: <http://rgellery.blogspot.com.br/2016/05/carga-tributaria-no-brasil-e-em-alguns.html>.

Ferreira, P. C. (1993). *Essays on Public Expenditure and Economic Growth*. University of Pennsylvania.

Gomes, J. W. F., Bezerra, A. R. & Pereira, R. (2015). Efeitos macroeconômicos e redistributivos de políticas fiscais no Brasil. *Anais do 43º Encontro Nacional de Economia*. Florianópolis: ANPEC.

Gomes, V., Bugarin, M. N. & Ellery-Jr, R. (2005). Long-run implications of the Brazilian capital stock and income estimates. *Brazilian Review of Econometrics*, Rio de Janeiro, v. 25, p. 67–88.

IMF (2015). *Making public investment more efficient*. Washington, DC: International Monetary Fund (Staff Report).

Jorgenson, D. W. & Yun, K.-Y. (2012). *Taxation, efficiency, and economic growth*. S. l.: mimeo.

Morandi, L. & Reis, E. (2004). Estoque de capital fixo no Brasil. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*. João Pessoa: ANPEC.

Murphy, K. M. & Peltzman, S. (1970). *Public investment, the rate of return, and optimal fiscal policy*. Baltimore: Johns Hopkins, Johns Hopkins Press.

Paes, N. & Bugarin, N. (2006). Parâmetros tributários da economia brasileira. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 36, p. 699–720.

Pereira, R. A. & Ferreira, P. C. (2010). Avaliação dos impactos macroeconômicos e de bem-estar da reforma tributária no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 64, p. 191–208.

Pritchett, L. (2000). The tyranny of concepts: CUDIE (cumulated, depreciated, investment effort) is not capital. *Journal of Economic Growth*, Cham v. 5, p. 361–384.

Santana, P. J., Cavalcanti, T. V. & Paes, N. L. (2012). Impactos de longo prazo de reformas fiscais sobre a economia brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 66, p. 247–269.

Saraiva, A. M., Pereira, R. A. C., Gomes, J., Bezerra, A. R. & Lúcio, F. G. C. (2017). Reformas Fiscais no Brasil: uma análise da EC 95/2016 (Teto dos Gastos). *Anais do XX Encontro de Economia da Região Sul*. Porto Alegre: ANPEC.

Souza, K. B., Cardoso, D. F. & Domingues, E. P. (2016). Medidas recentes de desoneração tributária no Brasil: uma análise de equilíbrio geral computável. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 70, p. 99–125.

Tourinho, O. A. F., Alves, Y. L. B. & Silva, N. L. C. (2010). Implicações econômicas da reforma tributária: análise com um modelo CGE. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro v. 64, p. 307–340.

## Apêndice



**Tabela A.1:** Efeitos macroeconômicos e de bem-estar da Reforma Tributária 2 (RT2)\*.

Anos após	0	1	4	8	12	20	50	200
Variáveis								
Cons. privado	1,00	0,9903	1,0085	1,0225	1,0302	1,0371	1,0429	1,0446
Cons. bens públicos	1,00	1,0190	1,0294	1,0376	1,0422	1,0468	1,0516	1,0531
Invest. privado	1,00	1,1410	1,1184	1,1017	1,0935	1,0881	1,0885	1,0896
Invest. estatais	1,00	1,0190	1,0294	1,0376	1,0422	1,0468	1,0516	1,0531
Invest. infraest.	1,00	1,0190	1,0294	1,0376	1,0422	1,0468	1,0516	1,0531
PIB	1,00	1,0190	1,0294	1,0376	1,0422	1,0468	1,0516	1,0531
Est. capital priv.	1,00	1,0125	1,0397	1,0605	1,0715	1,0809	1,0877	1,0896
Est. capital estatais	1,00	1,0017	1,0077	1,0162	1,0238	1,0351	1,0498	1,0531
Infraestrutura gov.	1,00	1,0009	1,0045	1,0101	1,0157	1,0256	1,0450	1,0531
Horas de trabalho	1,00	1,0330	1,0282	1,0246	1,0228	1,0214	1,0208	1,0207
Receita fiscal	1,00	0,9346	0,9475	0,9561	0,9609	0,9656	0,9702	0,9716
Composição do produto (%)								
(Cons. priv./PIB)	61,91	60,16	60,65	61,01	61,19	61,33	61,40	61,40
(Inv. priv./PIB)	14,56	16,31	15,82	15,46	15,28	15,14	15,08	15,07
(Receita/PIB)	31,36	28,77	28,87	28,90	28,92	28,93	28,94	28,94

Elaboração própria.

Notas: \*RT2: Redução das alíquotas em 7,5%.

Obs.: Efeito de bem-estar:  $x = 0,88$ .

**Tabela A.2:** Efeitos macroeconômicos e de bem-estar Política 2\*.

Anos após	0	1	4	8	12	20	50	200
Variáveis								
Cons. privado	1,00	0,9996	0,9988	0,9988	0,9993	1,0007	1,0041	1,0056
Cons. bens públicos	1,00	0,9970	0,9972	0,9978	0,9985	1,0001	1,0033	1,0047
Invest. privado	1,00	0,9863	0,9902	0,9934	0,9954	0,9975	1,0000	1,0009
Invest. estatais	1,00	0,9970	0,9972	0,9978	0,9985	1,0001	1,0033	1,0047
Invest. infraest.	1,00	0,9970	0,9972	0,9978	0,9985	1,0001	1,0033	1,0047
PIB	1,00	0,9970	0,9972	0,9978	0,9985	1,0001	1,0033	1,0047
Est. capital priv.	1,00	0,9863	0,9902	0,9934	0,9954	0,9975	1,0000	1,0009
Est. capital estatais	1,00	1,0045	1,0156	1,0265	1,0343	1,0441	1,0555	1,0584
Infraestrutura gov.	1,00	1,0045	1,0156	1,0265	1,0343	1,0441	1,0555	1,0584
Horas de trabalho	1,00	0,9970	0,9973	0,9979	0,9987	1,0003	1,0034	1,0047
Receita fiscal	1,00	0,9978	0,9976	0,9981	0,9988	1,0003	1,0036	1,0050
Composição do produto (%)								
(Cons. priv./PIB)	61,91	62,07	62,01	61,97	61,95	61,95	61,96	61,96
(Inv. priv./PIB)	14,56	14,41	14,46	14,50	14,52	14,53	14,52	14,51
(Receita/PIB)	31,36	31,39	31,38	31,37	31,37	31,37	31,37	31,37

Elaboração própria.

Notas: \*Política 2: Redução do nível de ineficiência suficiente para garantir o mesmo nível de bem-estar da Reforma Tributária 2, Ou seja,  $t = 0,231 = 23,1\%$ .

Obs.: Efeito de bem-estar:  $x = 0,878$ .

**Tabela A.3:** Efeitos macroeconômicos e de bem-estar da Reforma Governamental 2\*.

Anos após	0	1	4	8	12	20	50	200
<b>Variáveis</b>								
Cons. privado	1,00	0,9929	1,0007	1,0087	1,0149	1,0238	1,0387	1,0445
Cons. bens públicos	1,00	1,0004	1,0067	1,0136	1,0190	1,0270	1,0407	1,0461
Invest. privado	1,00	1,0321	1,0326	1,0344	1,0365	1,0407	1,0493	1,0530
Invest. Estatais	1,00	1,0004	1,0067	1,0136	1,0190	1,0270	1,0407	1,0461
Invest. Infraest.	1,00	1,0004	1,0067	1,0136	1,0190	1,0270	1,0407	1,0461
PIB	1,00	1,0004	1,0067	1,0136	1,0190	1,0270	1,0407	1,0461
Est. capital priv.	1,00	1,0028	1,0100	1,0174	1,0231	1,0315	1,0466	1,0530
Est. capital estatais	1,00	1,0170	1,0609	1,1057	1,1387	1,1817	1,2337	1,2467
Infraestrutura Gov.	1,00	1,0170	1,0609	1,1057	1,1387	1,1817	1,2337	1,2467
Horas de trabalho	1,00	1,0007	0,9998	0,9991	0,9986	0,9981	0,9974	0,9972
Receita fiscal	1,00	1,0000	1,0000	1,0000	0,9737	0,9815	0,9948	1,0000
<b>Composição do Produto (%)</b>								
(Cons. Priv./PIB)	61,91	61,45	61,53	61,61	61,66	61,71	61,79	61,81
(Inv. Priv./PIB)	14,56	15,03	14,94	14,86	14,82	14,76	14,69	14,66
(Receita/PIB)	31,36	31,35	31,15	30,94	29,97	29,97	29,98	29,98

Elaboração própria.

Notas: \*Reforma Política 2: Redução de alíquota tributária em 4,35% conjuntamente com redução dos níveis de ineficiência de 27% para 13% ( $t = 0,13$ ).

Obs.: Efeito de bem-estar:  $x = 3,7115$ .

# POLÍTICAS PÚBLICAS E REDUÇÃO DA CRIMINALIDADE: UMA AVALIAÇÃO DO PROGRAMA PACTO PELA VIDA DO ESTADO DE PERNAMBUCO

RAUL DA MOTA SILVEIRA NETO \*  
JOSÉ LUIZ RATTON †  
TATIANE ALMEIDA DE MENEZES ‡  
CIRCE MARIA GAMA MONTEIRO §

## Resumo

O objetivo do trabalho é avaliar o impacto do programa estadual Pacto pela Vida sobre as taxas de homicídio do Estado de Pernambuco. Implementado pelo governo do referido estado em 2007, o referido programa visa a redução dos níveis de violência no estado e tem foco específico as taxas de homicídio. A pesquisa utiliza Controles Sintéticos para obter contrafactuais para a taxa de homicídio do Estado e seus resultados indicam que o Pacto pela Vida foi bem sucedido em seu objetivo de redução da taxa de homicídio no período 2007-2014, mas deixa de ser eficaz nesta tarefa a partir de então.

**Palavras-chave:** taxa de homicídio, controle sintético, Pacto pela Vida.

**Códigos JEL:** O10, K42, C40.

## Abstract

The objective of the work is to evaluate the impact of state program Pacto pela Vida on homicide rate of the state of Pernambuco. The program was implemented in this state in 2007 and focused on reducing homicide. The research uses a Synthetic Control for obtaining counterfactual to the homicide rates of the state. The results indicate that the program Pacto pela Vida was successful in reducing homicide rates between 2007 and 2014, but since this last year it lost its efficacy.

**Keywords:** homicide rate, synthetic control, *Pacto pela Vida*.

**JEL codes:** O10, K42, C40.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea136812>

---

\* PIMES-UFPE, Bolsista de Produtividade-CNPq. E-mail: [raul.silveirant@ufpe.br](mailto:raul.silveirant@ufpe.br)

† PPGS-UFPE. E-mail: [j1.ratton@gmail.com](mailto:j1.ratton@gmail.com)

‡ PIMES-UFPE, Bolsista de Produtividade-CNPq. E-mail: [tatiane.menezes@ufpe.br](mailto:tatiane.menezes@ufpe.br)

§ MDU/UFPE. E-Mail: [monteiro.circe@gmail.com](mailto:monteiro.circe@gmail.com)

## Introdução

O Brasil é um país que apresenta elevadas taxas de criminalidade violenta. Tomadas as informações do Sistema de Informações de Mortalidade do DataSUS/Ministério da Saúde (DATASUS 2018), relativas às agressões intencionais que resultaram em morte<sup>1</sup>, percebe-se que as taxas de homicídio (mortes por 100 mil habitantes) para o país oscilaram entre pouco mais de 26,0 e 24,7 durante o período compreendido entre 2000 e 2018. Estes números colocavam o Brasil como um dos países mais violentos do planeta, abaixo apenas de alguns países da América Central e do Caribe (Belize, Honduras, El Salvador, Guatemala, Jamaica, República Dominicana, Porto Rico, Trinidad e Tobago) e da América do Sul (Venezuela e Colômbia) (Ouimet 2012, UNODOC 2018).

Tais níveis regularmente elevados de violência observados para o país, contudo, refletem diferenças regionais consideráveis em níveis e dinâmicas. Observando-se as dinâmicas internas às regiões brasileiras a partir de informações do DATASUS (2018), é possível perceber que, em 2000, a região Sudeste puxava as taxas brasileiras para cima, com uma taxa de homicídios média entre seus estados de 37,7 homicídios por 100.000 habitantes, quando a taxa média brasileira entre os estados brasileiros era de 24,4 por 100.000 habitantes, sendo a média para estado do Nordeste de 18,6 homicídios por 100.000 habitantes. Já em 2018, é notável a inversão das posições: a taxa média entre os estados do Sudeste cai para 24,3 homicídios 100.000 habitantes, enquanto tal taxa para a média dos estados do Nordeste vai a 40,4 homicídios por 100.000 habitantes.. Observe-se, também, que boa parte da redução do Sudeste pode ser atribuída às notáveis reduções da taxa de homicídio observadas em São Paulo e Rio de Janeiro que, entre 2000 e 2018, apresentam declínios de 40,1 para 7,9 e de 50,9 para 15,9, respectivamente.

Tais diferentes dinâmicas trazem sensíveis variações no ranking dos estados mais violentos do país em termos de taxa de homicídio. Assim, por exemplo, enquanto em 2000 os três estados mais violentos do país eram Pernambuco, com taxa de 54,18, Rio de Janeiro, com taxa de 50,92, e Espírito Santo, com taxa de 46,23, ou seja, dois estados do Sudeste e um do Nordeste. Onze anos depois, em 2011, os três estados mais violentos são Alagoas, com 71,39, o Espírito Santo com 47,14 e a Paraíba com 42,57, isto é, dois estados do Nordeste e um do Sudeste. Neste sentido, é interessante notar que embora no início dos anos 2000 o Estado de Pernambuco figurasse entre os três estados em piores situações entre as unidades federativas do Brasil, no início dos anos 2010 este estado não mais figurava no trio de unidades da federação de pior desempenho em termos de taxa de homicídio. Na verdade e mais especificamente, o Estado de Pernambuco durante o período compreendido entre 2000 e 2011, apresentou uma taxa média de homicídios por 100.000 habitantes de 50,40. Entre 2000 e 2005, a média foi de 54,13 enquanto entre 2006 e 2011 a média da taxa de homicídios foi de 46,67. No período compreendido entre 2007 e 2011, particularmente, houve em Pernambuco uma redução de 26,26% nas taxas de homicídio em Pernambuco, com uma redução média de 5,25% ao ano. Note-se que houve redução em todos os anos da série em Pernambuco entre 2007 e 2011. Que tal melhoria do referido estado se dê num quadro de piora quase generalizada na situação da região Nordeste do país

---

<sup>1</sup>Até 1995 a CID-9 (Classificação Internacional das Doenças 9) nomeava os assassinatos como Homicídios. A partir de 1996, a CID-10 (Classificação Internacional das Doenças 10) passa a nomeá-los como Agressões.

(Cerqueira et al. 2017), é digno de nota e merecedor de atenção quando se procura compreender os condicionantes das taxa de homicídio no Brasil e elaborar políticas que visem sua redução.

A propósito de tais políticas, no plano internacional os casos mais conhecidos de redução de homicídios são os de Nova York e de algumas cidades colombianas. A despeito da enorme controvérsia sobre as causas, em Nova York, o declínio no mercado do crack, a adoção de novas formas de gestão policial territorializadas somadas ao investimento social em áreas vulneráveis parece ter produzido resultados relevantes (Cerdá et al. 2010). Em Bogotá o reordenamento urbano, com investimentos sociais concentrados, somado às significativas reformas nas polícias e ao processo de desmobilização de grupos paramilitares, estão entre os fatores apontados pela literatura especializada como relevantes para entender a queda dos homicídios (Ceballos & Martín 2004).

De um ponto de vista geral, o que foi feito em matéria de políticas públicas voltadas para a redução da violência no Brasil nos últimos anos? Uma breve retrospectiva nos mostra que as sucessivas administrações federais dos últimos 20 anos pouco protagonismo tiveram na construção de estratégias coordenadas voltadas para a redução de homicídios no Brasil. Durante o período em que o país foi governado por Fernando Henrique Cardoso, a criação da Secretaria Nacional de Segurança Pública em 1997, o lançamento do Plano Nacional de Segurança Pública em 2000 e a criação do Fundo Nacional de Segurança Pública em 2001, constituíram as primeiras tentativas mais sistêmicas de tratar o problema da segurança no plano federal. Já sob a presidência de Luis Inácio Lula da Silva, as iniciativas mais relevantes, no plano federal, foram a Primeira Campanha Nacional de Desarmamento, entre 2004 e 2005 e o lançamento do Programa Nacional de Segurança com Cidadania (Pronasci) em 2007, que tinha por objetivo articular ações de segurança pública, prevenção da violência e políticas sociais com participação dos três níveis da federação. parecem ser as raras e insuficientes iniciativas no plano federal (Soares 2007). Já em 2012, o governo federal lançou o programa Juventude Viva cujo o objetivo era reduzir a vulnerabilidade de jovens e que implicou a ação direta via alocação de recursos federais para ações de prevenção à violência nos 142 municípios brasileiros com maiores índices de mortalidade de jovens, sendo primeiramente favorecidos os estados de Alagoas, Paraíba, São Paulo e Espírito Santo.

Nos estados brasileiros, o que se observa de mais importante nos últimos anos foi a redução de homicídios verificada em São Paulo, cujas causas ainda são objeto de controvérsia. Contudo, o aumento do encarceramento (Nadanovsky 2009), o fortalecimento do Departamento de Homicídios e Proteção à Pessoa, a eficiência das Políticas de Desarmamento no estado (Cerqueira 2014, Peres et al. 2011) parecem ter sido iniciativas que tiveram algum impacto na queda dos homicídios no estado. Em Minas Gerais, os processos de gestão integrada da Segurança através do IGESP e a criação de um programa de prevenção de mortes violentas, o Fica Vivo constituíram-se como iniciativas importantes e que influenciaram outros estados brasileiros (Castro et al. 2004, Saporì 2011). No Rio de Janeiro, a implantação das Unidades de Polícia Pacificadora (UPPs) conformavam uma estratégia inovadora naquele estado, que tem produzido redução da violência nas áreas ocupadas (Carneiro 2012). Ressalte-se contudo que a queda dos homicídios no Rio é anterior à implantação das UPPs.

Finalmente, podemos falar da implantação do Pacto pela Vida, política pública de Segurança do Governo de Pernambuco, que desde 2007 pôs em marcha um conjunto de estratégias policiais e de prevenção do crime, com foco na redução de homicídios (Henriques & Ramos 2013, Macêdo 2012, Sapori 2011, Ratton et al. 2011) e que seria responsável pela redução de quase 40% das taxas de homicídio no estado entre janeiro de 2007 e junho de 2013 (Ratton et al. 2011, Ratton & Daudelin 2018). Apesar destas observações levadas a efeito por alguns estudiosos e que tendem a associar a redução das taxas de homicídio à implantação do referido programa, de fato, nenhum esforço foi feito no sentido de avaliar o impacto do Programa Pacto pela Vida sobre os níveis de violência do estado de Pernambuco ou, particularmente, sobre sua taxa de homicídio. O objetivo deste trabalho é, pois, avaliar o impacto que o referido programa teve sobre as taxas de homicídio do Estado de Pernambuco entre 2007 e 2018.

Além da relevância do referido estado no âmbito regional, trata-se do primeiro programa abrangente implantando por um estado do Nordeste do Brasil com fim específico de reduzir a taxa de homicídio em um de seus estados. macrorregião que foi palco de forte expansão das taxas de homicídios nas últimas décadas (Cerqueira et al. 2017). Note-se, adicionalmente, que a possibilidade de levar a efeito tal avaliação considerando-se um período de mais de uma década de vigência do programa pode gerar evidências mais conclusivas a respeito da eficácia da referida política pública. Neste sentido, recentemente, Ratton & Daudelin (2018), por exemplo, chamaram a atenção para o fato de que as taxas de homicídio do referido estado terem voltado a se elevar a partir de 2014, o que colocaria em questão a perenidade dos potenciais efeitos positivos do Programa Pacto pela Vida.

Os resultados obtidos neste estudo indicam que o programa Pacto pela Vida obteve sucesso na redução da taxa de homicídio do Estado de Pernambuco no período entre os anos 2007 e 2014, com redução anual média de 14,4 homicídios por 100 mil habitantes ou o equivalente a uma redução de 27,4% da taxa de homicídio em vigor em 2006, mas que a partir de 2015 o mesmo deixa de ser eficaz na redução desta taxa. Ou seja, as estimativas indicam efeitos positivos de curto e médio prazos, mas não de longo prazo do programa, o que confirma a preocupação externada por Ratton & Daudelin (2018). Como discutido, tal descontinuidade em sua eficácia provavelmente está associada às mudanças ocorridas na gestão do programa.

Além desta seção introdutória, o trabalho foi estruturado em mais cinco seções. Na próxima, é feita uma breve caracterização do Programa Pacto pela Vida implementado pelo estado de Pernambuco em 2007. Na seção três, são apresentadas e discutidas a estratégia empírica e a base de informações utilizada nesta pesquisa. Os resultados da avaliação são apresentados e discutidos na seção quatro. Na seção cinco, são apresentados diferentes exercícios de robustez e testes de falsificação que fornecem evidências a respeito da credibilidade das estimativas obtidas. As conclusões do trabalho são apresentadas na sexta e última seção.

## **O Programa Pacto pela Vida: breve caracterização**

O Programa Pacto pela Vida (doravante referenciado como PPV) representa um conjunto de ações públicas estaduais motivadas pelos elevados níveis

de violência até então vigentes no Estado de Pernambuco (Governo de Pernambuco 2007). Implantado em maio de 2007, o referido programa envolveu tanto novas estratégias de intervenções no ambiente público a partir da utilização de informações georeferenciadas a respeito das ocorrências de homicídios, como de mudanças na gestão e estrutura de incentivos dos agentes público envolvidos. Macêdo (2012), Ratton et al. (2011) e, mais recentemente, Ratton & Daudelin (2018) apresentam abrangentes caracterizações de diferentes aspectos envolvidos nas ações constitutivas do PPV. Um breve resumo destas caracterizações é apresentado a seguir.

De forma geral, o PPV está estruturado a partir de dois pilares fundamentais: a constituição de uma governança integrada das instituições e agentes envolvidos na segurança pública do estado e a formação de um novo sistema de gestão das informações baseado em novas ferramentas de análise com ênfase na qualificação das informações e no estabelecimento de metas e de incentivos para agentes públicos.

Tal nova governança incluía não só agentes públicos encarregados de investigação e repressão (policiais civis e militares), mas também Ministério Público, Defensoria Pública, Juizes e setores encarregados da gestão do sistema prisional. Mais especificamente, tal nova governança constituída a partir do PPV incluiu a criação de um Comitê Gestor, coordenado pelo Governador do Estado e pelo Secretário de Planejamento e composto pelos Secretários de Defesa Social, Administração Prisional (Ressocialização), Desenvolvimento Social e Direitos Humanos, Comandantes das Polícias Civil, Militar, Corpo de Bombeiros, Superintendência de Polícia Científica, representantes do Poder Judiciário, do Ministério Público, da Defensoria Pública e dirigentes das unidades especializadas das Polícias, bem como coordenadores de programas de prevenção social da criminalidade. Tal comitê reunia-se semanalmente em uma sala de situação para acompanhar o comportamento dos indicadores de homicídio nas 26 áreas integradas de Segurança do Estado, bem como os indicadores e investimentos públicos relativos aos procedimentos policiais e não-policiais dirigidos para os 77 focos dentro das 26 áreas integradas de segurança. Note-se que tal novo arcabouço administrativo implicou tanto maior transparência na responsabilização dos agentes públicos em relação aos eventos, como maior interação entre os poderes envolvidos nas medidas coercitivas associadas à gestão geral da segurança pública do estado.

Por sua vez, o novo sistema de gestão das informações, baseado em ferramentas de análise com ênfase na qualificação das informações e no estabelecimento de metas e de incentivos para agentes públicos, teve como principais pilares:

a) O foco central na redução dos homicídios, para os quais foram estabelecidos metas de reduções anuais de 12% estabelecida no início do programa.

b) A divisão do estado em 26 áreas integradas de segurança para acompanhar de forma diferenciada as diversas modalidades de homicídio nas diferentes regiões de Pernambuco.

c) O estabelecimento de focos prioritários de investimento e atuação. Tais focos são regiões, dentro das áreas integradas, que apresentam taxas de homicídio mais elevadas.

d) A definição, tanto no plano policial, quanto no plano da prevenção do crime, de procedimentos padronizados voltados para a redução do homicídio, que são acompanhados semanalmente para cada área integrada de segurança

com o objetivo de avaliar se as estratégias desenvolvidas tem produzido efeito na redução dos crimes violentos.

e) Incentivos pecuniários aos agentes públicos atuantes no ambiente público. Especificamente, foi instituída gratificação para todos os policiais nas áreas que conseguem reduzir as taxas de homicídio em valores iguais ou superiores à meta anual de 12% estabelecida no início do Pacto pela Vida.

É interessante perceber que estes dois pilares básicos do PPV representados pela nova governança e o novo sistema de gestão da informação parecem claramente fundamentados na estrutura de incentivos da ação criminosa potencial. A nova governança, que envolvia agentes investigativo, repressores e do sistema de justiça, a princípio, permitiria ações mais rápidas e resolutivas com respeito à captura, encarceramento e cumprimento de penas pelos potenciais criminosos, consequências que elevariam as chances de captura e os custos de cometimento de homicídios para os potenciais criminosos. No mesmo sentido, a atuação investigativa e repressiva a partir de informações mais qualificadas propiciadas pelo novo sistema de gestão das informações também contribuiria para elevação das chances de captura dos potenciais criminosos.

Há, contudo, dois aspectos a ressaltar em relação à estruturação do PPV e que podem condicionar seus resultados ao longo do tempo. Primeiro, efetivamente, as principais ações do programa direcionavam-se quase que exclusivamente aos incentivos mais imediatos existentes para a ocorrência dos homicídios, acima apontados. Não foram acompanhadas, neste sentido, de ações significativas direcionadas à eliminação ou mesmo atenuação das situações de vulnerabilidade social de parte da população e que caracterizavam a situação crônica de elevada violência antes do PPV<sup>2</sup>. Um outro aspecto de relevância potencial diz respeito ao grau efetivo de mudanças na estrutura de governança do combate à violência do estado. Como caracterizado acima, o PV trouxe uma inovação importante no sentido de coordenação das ações dos diferentes atores públicos responsáveis pelo combate à violência no estado. Note-se, contudo, que, a despeito da relevância desta inovação, não houve mudanças estruturais substanciais da organização do aparato existente de investigação e repressão da violência na medida em que as policiais civis e militares continuaram separadas, ainda que sujeitas à uma coordenação mais unificada.

## **Estratégia empírica e dados**

### **Estratégia empírica**

Como, evidentemente, não é possível observar as taxas de homicídio do Estado de Pernambuco sob a vigência da política pública representada pelo Pacto pela Vida e na ausência desta política uma vez implementada a mesma, ou seja, o referido estado não pode ser observado na condição de “tratado” e “não-tratado”, o primeiro passo na avaliação do programa Pacto Pela Vida é a construção ou obtenção de um contra factual para a evolução da taxa de homicídio nesta referida região. No particular contexto, note-se, também que há

---

<sup>2</sup>Como lembram Ratton & Daudelin (2018), mesmo o Programa Atitude, implementando em 2011 e que visa garantir proteção social aos potenciais usuários de drogas, tem foco demográfico bastante limitado e não atacava condicionantes estruturais da violência urbana.



apenas uma informação disponível a cada ano com respeito a variável sob potencial influência do programa, ou seja, a taxa de homicídio representa uma informação que diz respeito ao Estado de Pernambuco como um todo. Sob tais condicionantes, este trabalho emprega a estratégia de construção de um controle de Controle Sintético, desenvolvida por Abadie & Gardeazabal (2003) e estendida por Abadie et al. (2010), para obtenção de uma estimativa do impacto do programa estadual Pacto pela Vida sobre a violência nesta região do Estado de Pernambuco, medida pela taxa de homicídio.

Basicamente, a partir de uma estratégia que busca a máxima aproximação dos valores das taxas de homicídios do referido estado no período pré-política, o método permite a obtenção de um grupo de controle representado por uma média ponderada de estados potencialmente comparáveis ao Estado de Pernambuco, o Controle Sintético, que tem seu desempenho quanto à variável de interesse utilizado como o contrafactual para obtenção do impacto da política pública. Uma breve síntese desta estratégia inicia-se com o reconhecimento da estrutura de dados de painel necessária para aplicação do método e da expressão do efeito do tratamento e da política. Neste sentido, considere-se a existência de um painel com observações para um conjunto  $Ic + 1$  de regiões metropolitanas para um período de  $T$  anos, onde  $Ic$  corresponde ao número de regiões não tratadas consideradas. Assuma-se também que a política é implementada no ano  $T_0$ ,  $1 \leq T_0 < T_1$ , apenas no estado foco da avaliação. Denotando-se também  $Y_{it}^I$  e  $Y_{it}^N$ , respectivamente, o valor da variável foco da avaliação (taxa de homicídio) da região  $i$  com e sem intervenção, o interesse é obter estimativas para:

$$\tau_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N = Y_{it} - Y_{it}^N, \quad \text{para } t > T_0 \quad (1)$$

onde  $Y_{it}^I = Y_{it}$ , já que este valor é observável.

Busca-se, pois, estimativas para os valores de  $Y_{it}^N$  a partir dos demais regiões em  $Ic$ . Neste sentido, Abadie et al. (2010) assumem que tais valores são gerados a partir de um modelo do tipo:

$$Y_{jt}^N = \delta_t + \theta_t Z_j + \gamma_t \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

onde  $j$  indexa as regiões em  $Ic$  que não sofreram intervenção,  $\delta_t$  é um fator desconhecido e comum às regiões,  $Z_j$  é um vetor de variáveis observáveis não afetadas pela intervenção e  $\theta_t$  é seu associado vetor de parâmetros,  $\mu_j$  é um vetor de efeito específico do estado  $j$ , com  $\gamma_t$  seu associado vetor de parâmetros desconhecidos, e  $\varepsilon_{jt}$  representa choques transitórios não observados.

A estratégia procura, então, entre os vetores de pesos  $W(Ic \times 1)$ ,  $(w_1, w_2, \dots, w_{Ic})'$ , onde  $w_j \geq 0$  e  $\sum_{j=1}^{Ic} w_j = 1$ , um vetor  $w^*$  tal que:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^{Ic} w_j^* Y_{jt} &= Y_{it} \quad \text{para } 1 \leq T_0 < T_1, \quad \text{e} \\ \sum_{j=1}^{Ic} w_j^* Z_j &= Z_i \end{aligned} \quad (3)$$

Ou seja, um vetor que pondere as variáveis dependentes das regiões que não sofreram intervenção do período pré-intervenção e as variáveis explicativas observáveis destas regiões de forma que se obtenha, respectivamente, o

valor da variável dependente da região tratada  $i$  em cada período e as variáveis explicativas observáveis desta região. Tal vetor representa uma estrutura de ponderação das regiões não tratadas e corresponde ao controle sintético da região  $i$ , sob intervenção da política.

Abadie et al. (2010) mostraram que, sob condições regulares, o valor esperado de  $Y_{it}^N - \sum_{j=1}^{Ic} w_j^* Y_{jt}$ , ou seja, da diferença entre a variável de interesse da região  $i$  que sofreu a intervenção para período sem intervenção e a soma ponderada (pelo vetor  $W^*$ ) dos valores das regiões sem intervenção, é zero.  $\sum_{j=1}^{Ic} w_j^* Y_{jt}$  é, pois, um estimador não enviesado de  $Y_{it}^N$ . Assim, estimativas do impacto da intervenção na região  $i$  nos períodos pós intervenção podem ser obtidas através da diferença:

$$\hat{\tau}_{it} = Y_{it} - \sum_{j=1}^{Ic} w_j^* Y_{jt} \quad \text{para } t > T_0 \quad (4)$$

Como, em geral, as condições em (3) tendem a não vigorar exatamente, o controle sintético representado pelo vetor de pesos  $w^*$  é escolhido de forma que tais condições vigorem aproximadamente.

Um aspecto interessante e útil da estratégia reside no fato de, ao contrário das aplicações tradicionais de diferenças em diferenças, onde não há um controle para influência específicas das unidades (estados) variantes do tempo, no modelo da equação (2), a partir da variação possível do parâmetro  $\gamma_t$  no tempo, se permite que efeitos não observáveis específicos das regiões variem no tempo. Isto decorre do fato de que as condições para um controle sintético satisfazer as condições em (3) só vigoram se as condições  $\sum_{j=1}^{Ic} w_j^* Z_j = Z_i$  e  $\sum_{j=1}^{Ic} w_j^* \mu_j = \mu_i$  vigoram aproximadamente (Abadie et al. 2010).

A obtenção do controle sintético (vetor de pesos  $W^*$ ) envolve a minimização de uma medida de distância entre os valores das variáveis da região que sofreu a intervenção no período pré-intervenção,  $X_1$  (vetor de variáveis), e o mesmo conjunto de variáveis para as regiões que não sofreram a intervenção no mesmo período ponderadas pelo vetor de pesos,  $X_0 W$  (vetor de variáveis ponderadas):  $\sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)}$ , onde  $V$  é uma matriz simétrica positiva semi-definida que afeta o Erro Quadrado Médio do Estimador (MSPE). Neste trabalho, segue-se o expediente de Abadie & Gardeazabal (2003), escolhendo-se  $V$  de forma que o MSPE da variável de interesse (taxa de homicídio) é minimizado no período pré intervenção.

Finalmente, inferências com respeito aos resultados são realizadas a partir de resultados de placebos, que correspondem a evidências obtidas com a aplicação do método sobre as regiões consideradas como potenciais controles. O expediente corresponde a obter resultados de falsas intervenções para cada uma das regiões da amostra consideradas no mesmo ano da política avaliada (ano de 2007), gerando-se um conjunto de trajetórias para as regiões em relação a seus supostos controles sintéticos que servem para cotejo com a trajetória obtida inicialmente para a região objeto da política.

Além do maior controle para influências de variáveis não observáveis acima já aludido, a estratégia de utilização do controle sintético apresenta outras vantagens em relação a outros métodos não experimentais. Entre estas, é possível destacar a própria possibilidade de avaliação quando só existe uma unidade tratada e, ainda assim, a possibilidade de realizar inferências. Além

disto, como o método só utiliza informações sobre o período pré-intervenção, a escolha do controle não guarda relação qualquer relação direta com os resultados. Por fim, há evidente transparência na escolha do controle, uma vez que o próprio expediente envolve a consideração das similaridades a partir de variáveis do período pré-intervenção.

### **Base de dados**

Duas fontes de informações foram utilizadas nesta pesquisa, uma relativa aos dados sobre a taxa de homicídio (número de pessoas mortas por causas violentas por cem mil) e outra associada às variáveis socioeconômicas. No primeiro caso, as informações utilizadas sobre o número de mortes por causas violentas de cada uma das unidades da federação entre 1996 e 2018 provem do Ministério da Saúde e podem ser prontamente disponibilizada a partir do endereço eletrônico do ministério<sup>3</sup>. Para obtenção das taxas anuais de homicídios foram utilizadas as populações dos estados obtidas a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) do IBGE. As informações relativas às variáveis socioeconômicas foram obtidas ou calculadas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) do IBGE nos anos 1996 a 2006.

Em relação aos determinantes estaduais da taxa de homicídio (variáveis no vetor  $Z$ ), além da própria variável dependente defasada temporalmente, foram consideradas as principais variáveis tratadas como condicionantes da taxa de homicídios no Brasil utilizadas pela literatura econômica a respeito dos determinantes da taxa de homicídio no Brasil (Menezes et al. 2013, Sachida & Mendonça 2013, Santos & Kassouf 2008), que, basicamente, fazem uso dos argumentos de Becker (1968) para a seleção destes determinantes. Tais variáveis, ao mesmo tempo que reconhecidas como condicionantes da taxa de homicídio, supostamente não são afetadas pela intervenção. Neste sentido, foram utilizadas tanto variáveis que capturam as possibilidades de recompensa ou retorno da violência, como a renda domiciliar per capita, o nível de desigualdade de renda e a taxa de desemprego dos estados, e variáveis associadas às chances de captura e custos da ação criminosa, o que inclui a densidade demográfica, da escala populacional e da parcela da população jovem dos estados e das regiões metropolitanas. Todas as informações necessárias para construção destas variáveis foram extraídas dos micro dados da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) e do IBGE.

Como fito de situar as características do Estado de Pernambuco no contexto nacional, a Tabela 1, a seguir, apresenta estatísticas descritivas para o conjunto de variáveis utilizados, considerando 2005 e 2015, ou seja, num intervalo de uma década e um anos antes e um após a implantação do Pacto pela Vida, para Pernambuco e para a média dos estados brasileiros. Os valores da referida tabela indicam que, exceto para o caso de percentual de jovens, Pernambuco apresenta nos dois anos condicionantes menos favoráveis da violência: níveis sempre menores de renda, maiores valores para a desigualdade, para a taxa de desemprego, para a população e para a densidade demográfica. Consistente com tal cenário, o referido estado também apresenta a taxa de ho-

---

<sup>3</sup>Embora haja informações disponíveis sobre agressões com morte (homicídios) por estados para anos anteriores a 1996, tais informações não são imediatamente compatíveis com as informações disponibilizadas para o período mais recente (1996-2018).

micídio mais alta que aquela da média dos estados.<sup>4</sup> Note-se, também, que, em meio a movimentos gerais de elevação de renda e de redução de desigualdade entre os dois anos, há elevação da taxa média de homicídio entre estados (de aproximadamente 32%) entre 2005 e 2015 e redução desta taxa em Pernambuco (de cerca de 19,8%) no mesmo período. Se tal diferenciação está associada à implementação do Pacto pela Vida, é o que se investiga a seguir.

**Tabela 1:** Estatísticas descritivas das variáveis – Taxa de homicídio e seus condicionantes

	Pernambuco		Unidades da Federação	
	2005	2015	2005	2015
Índice de Gini	0,6085	0,5285	0,5597	0,5047
Log. da renda per capita (R\$ 2015)	6,41	6,66	6,54	6,80
Taxa de Desemprego (%)	11,07	13,24	8,82	9,48
Jovens de 15 a 25 anos (%)	19,66	16,14	19,71	16,59
Log. da densidade (pop/km <sup>2</sup> )	11,38	11,46	10,10	10,23
Log. da população	15,97	16,05	15,21	15,33
Taxa de homicídio	51,4	41,2	25,9	34,2

Fonte: para as variáveis socioeconômicas, os microdados da PNAD; para as taxas de homicídio, o DATASUS do Ministério da Saúde; para área dos estados, IBGE. O Índice de Gini foi calculado a partir da distribuição da renda domiciliar per capita dos estados; os valores da renda foram ajustados para o ano de 2015 a partir do IPCA/IBGE; taxa de desemprego se refere ao percentual de desocupados da PEA; a taxa de homicídios representa o total de mortes por causas violentas por 100 mil habitantes.

## Resultados

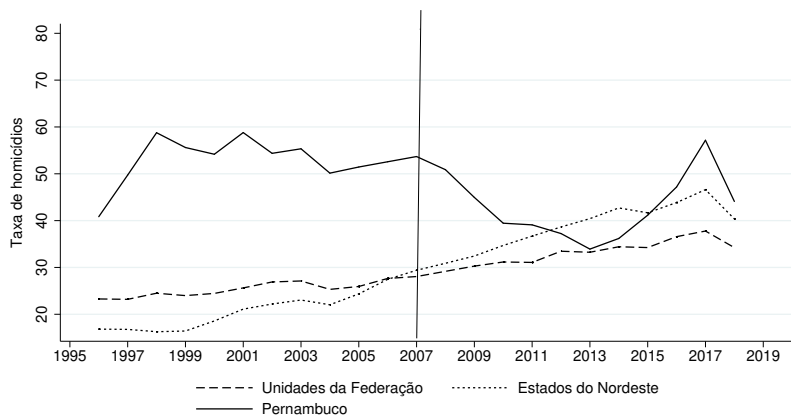
Nesta seção são apresentados os resultados das estimativas do impacto do Programa Pacto pela Vida na taxa de homicídio do Estado Pernambuco. No sentido de situar o referido estado no contexto da evolução das taxas de homicídios dos estados brasileiros, a partir Figura 3, a seguir, são apresentadas as evoluções no período 1996-2018 das taxas de homicídio do Estado de Pernambuco (PE) e das médias destas taxas para dois outros conjuntos de estados, um composto pelos estados do Nordeste do Brasil (NE) e outro constituído por todas as 27 unidades da federação. Há, ao menos, três evidências gerais a destacar aqui.

Primeiro, sugerindo a presença de condições estruturais desfavoráveis, em nenhum momento o referido estado apresenta taxa de homicídio menor que aquela observada para a média das unidades da federação. Segundo, também é evidente a partir da referida figura que a evolução da taxa de homicídio de Pernambuco mostra-se declinante entre 2007, ano de implementação do PV, e 2013. Assim, ainda que tal dinâmica seja revertida a partir de 2014, há clara sugestão de que o PV apresentou alguma influência nesta redução nos primeiros anos de sua implementação. Tal sugestão é reforçada pelo fato de que a dinâmica da taxa média de homicídio entre os estados do Nordeste apresenta-se em quase contínuo crescimento de 2007 até 2017. Finalmente, percebe-se que mesmo tal dinâmica da taxa média de homicídio entre os estados nordestinos está muito longe de se constituir, a princípio, um contrafactual apropriado

<sup>4</sup>Note-se a média entre os estados quando a variável é representada pelo seu logaritmo refere-se à média geométrica.

para a evolução da taxa de homicídio de Pernambuco. Na verdade, até 2007, as taxas de homicídio do referido estado estiveram consideravelmente acima daquelas verificadas para todos estados da região; por exemplos, os valores de 40,8 e 53,9 para as taxas de homicídio de Pernambuco, respectivamente, para 1996 e 2007 eram mais de 100% e 80% maiores que aquelas, na mesma ordem, registradas para a média dos estados do Nordeste. Tais valores sugerem que provavelmente nenhum estado da região é um candidato a Controle Sintético para Pernambuco.

**Figura 1:** Evolução da taxa de homicídio: Pernambuco, média dos estados do Nordeste (NE) e média das 27 unidades da federação



Para avaliar o impacto do Pacto pela Vida sobre a taxa de homicídio do Estado de Pernambuco, é fundamental ter uma medida de como a taxa de homicídio deste estado evoluiria após 2007 caso não existisse a referida intervenção pública. Neste sentido nenhum dos dois grupos de estado considerados na Figura 3 pode representar tal medida e o expediente foi, então, como exposto na seção anterior, a obtenção de um grupo de Controle Sintético representado por uma combinação de estados potenciais cuja evolução da taxa de homicídio no período pré-intervenção se aproxime daquela observada para o Estado de Pernambuco. O resultado desta construção é apresentado na Tabela 2, a seguir, que compara os valores das variáveis condicionantes da taxa de homicídio do Estado de Pernambuco como aqueles do controle sintético obtido, formado apenas pelos estado do Espírito Santo (ES) (portanto com peso 1,0 e todos os demais com peso 0,0), e da média dos 23 estados considerados como potenciais controles.

Como se pode perceber a partir principalmente dos valores das taxas de homicídio do período pré-intervenção, a média dos estados considerados como potenciais controle que não sofreram intervenção entre 1996 e 2011 não se configura como um bom controle para o Estado de Pernambuco. Na verdade, tais estados apresentam médias da taxa de homicídio no período pré-intervenção em torno da metade daquelas observada para o Estado de Pernambuco. Embora com respeito a parte dos outros condicionantes da taxa de criminalidade haja uma maior aproximação da média dos 23 estados em relação ao Estado de Pernambuco, há evidente discrepância com respeito à

variável densidade demográfica dos estados, uma variável regularmente positivamente associada às taxas de criminalidade. Por outro lado, em geral, os valores dos condicionantes das taxas de homicídio obtidas para o Controle Sintético de Pernambuco são bem mais próximos daqueles registrados para o Estado de Pernambuco, sendo as exceções os casos das variáveis que medem a desigualdade de renda (Gini) e a renda per capita. Mesmo nestes casos, contudo, os valores das variáveis do controle sintético não se distanciam consideravelmente daqueles valores obtidos para Pernambuco.

**Tabela 2:** Médias dos condicionantes da taxa de homicídio

Variáveis	Pernambuco	Controle Sintético	Amostra das Unidades da Federação
Gini	0,617	0,561	0,569
Log. da renda per capita (R\$ 2015)	6,035	6,323	6,152
Taxa de Desemprego (%)	10,325	8,652	8,313
Jovens de 15 a 25 anos (%)	19,668	19,425	20,002
Log. da densidade (pop/km <sup>2</sup> )	11,363	8,659	9,731
Log. da população	13,664	12,843	12,758
Taxa de homicídio em 1996	40,843	42,459	21,871
Taxa de homicídio em 2001	58,802	46,022	24,448
Taxa de homicídio em 2006	52,572	50,862	27,490

Fonte: para as variáveis socioeconômicas, os microdados da PNAD; para as taxas de homicídio, o Ministério da Saúde. Exceto para os casos das taxas de homicídio defasadas, as variáveis representam médias no período 1996-2006. A amostra das unidades da federação é composta por 23 unidades federativas e exclui os estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo.

Observe-se que os valores obtidos para a diagonal da matriz *V* referentes à variável que captura a desigualdade de renda (Gini) e para a taxa de desemprego são muito pequenos (próximos de zero), o que, dada a forma como a matriz *V* foi obtida (matriz diagonal positiva definida que minimiza o Erro Quadrado Médio de Previsão para a taxa de homicídio no período pré-intervenção), explica a discrepância observada na Tabela 2 entre estas variáveis para o Estado de Pernambuco e para seu controle sintético.

Na Figura 2, a seguir, são apresentadas as trajetórias das taxa de homicídio do Estado de Pernambuco e do seu Controle Sintético (Espírito Santo) para os períodos anterior e posterior à implantação do Programa Pacto pela Vida. Como se percebe, embora o Controle Sintético não apresente uma perfeita aproximação para a evolução da taxa de homicídio de Pernambuco no período pré-tratamento, tal trajetória é bastante próxima àquela verificada para o referido estado. Na verdade, apenas para os dois anos finais dos anos 1990 e no início dos anos 2000 há algum distanciamento significativo entre as taxas de homicídio. De toda a forma, no período pré-tratamento, a tendência das taxas de homicídio do Controle Sintético parece um bom reflexo daquela observada para o Estado de Pernambuco. A referida figura evidencia, contudo, que após a intervenção a partir de 2007 as trajetórias apresentam clara divergência, com a taxa de homicídio do Estado de Pernambuco passando a apresentar trajetória monotônica de redução até 2013 e taxa de homicídio do controle sintético se elevando até 2009. Note-se, contudo, que após 2013 a taxa de homicídio de Pernambuco passa a crescer (até 2017), enquanto que

aquela de seu controle sintético apresenta em geral uma trajetória de redução. Tal evidência inicial sugere, assim, eficácia do PPV na redução da taxa de homicídio em Pernambuco até 2014; a partir deste ano, contudo, este indicador passar a se situar acima daquele de seu controle sintético implicando perda de eficácia do programa no período 2014-2018.

É importante considerar, contudo, que o governo do Espírito Santo a partir de 2011 implementou o Programa Estado Presente destinado a reduzir os níveis de violência verificados no estado e, portanto, a partir de 2011 tem sua trajetória da taxa de homicídio influenciada por ações associada ao programa. Com efeito, recentemente, Cerqueira et al. (2020), aplicando a mesma metodologia do presente trabalho, avaliou o impacto de tais ações sobre os homicídios do estado chegando à conclusão de que tal programa reduziu em 10,2% o número de homicídios no estado do Espírito Santo. Para os propósitos da presente investigação, tal resultado indica que após 2011 o referido estado não pode ser considerado um bom contrafactual do Estado de Pernambuco em sua evolução da taxa de homicídio. Com o fito de sanar tal dificuldade na avaliação do PPV, a partir de 2011, como contrafactual para a evolução da taxa de homicídios do Estado de Pernambuco, utiliza-se um contrafactual para o estado do Espírito Santo representado pelo seu controle sintético obtido a partir de um processo de avaliação similar ao aqui empregado para Pernambuco.<sup>5</sup> Tal Controle Sintético para o Espírito Santo para avaliação do Programa Estado Presente é formado pelos estados de Rondônia (com peso 0,161) e Alagoas (com peso 0,839). A Figura 3, a seguir, apresenta a evolução da taxa de homicídio de Pernambuco e deste seu novo contrafactual, composto até 2010 pelo estado do Espírito Santo e, após este período, pelo Controle Sintético deste último estado (obtido na avaliação do Programa Estado Presente).

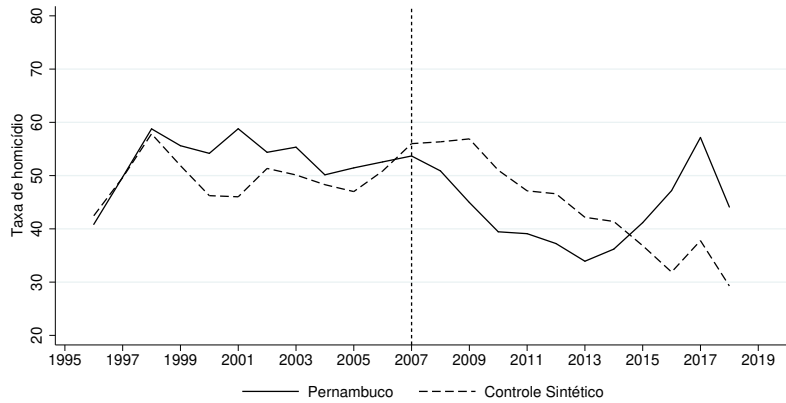
A partir da Figura 3 é possível notar, agora, que, apesar de tendência de elevação a partir de 2013, a taxa de homicídio do Estado de Pernambuco se mantém menor que aquela do seu Controle Sintético após a implantação do PV até 2016 (e não até 2014). As disparidades entre os dois conjuntos são, além disto, agora mais elevadas, uma vez que o novo Controle Sintético, diferentemente do Espírito Santo, não apresenta redução consistente de sua taxa de homicídio a partir de 2011.

A Figura 4, apresentada a seguir, mostra a diferença entre as taxas de homicídio de Pernambuco e de seu controle sintético ao longo do tempo e ilustra o efeito do programa ilustrado pelas evidências da figura anterior. De acordo com a referida figura, é possível observar, especificamente, que no período após a implementação do Pacto pela Vida (2007) a taxa de homicídio do estado se mantém menor que aquela do seu Controle Sintético entre 2007 e 2015, e passa ser maior que aquela de 2016 a 2018. Para realizar inferência estatística a respeito dos resultados obtidos, segue-se a sugestão de Abadie et al. (2010) e Bertrand et al. (2004) e realizam-se testes a partir de placebos. A ideia é verificar quão excepcional são os resultados obtidos acima (no sentido de chance de ocorrência) apontando-se as chances de sua obtenção caso algum dos estados do grupo de controle potencial fosse escolhido aleatoriamente ao invés de Pernambuco. Levando-se a efeito o mesmo exercício feito

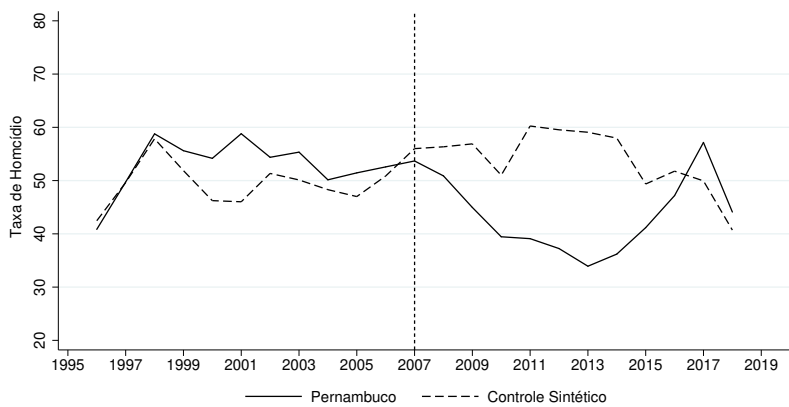
---

<sup>5</sup>Detalhes deste novo exercício podem ser disponibilizados pelos autores. A Figura A.1 no apêndice apresenta as trajetórias da taxa de homicídio do ES e de seu Controle Sintético. O exercício usa os mesmos condicionantes socioeconômicos considerados para o caso de Pernambuco, exceto no caso das taxas de homicídios anteriores a 2012, onde são utilizadas as taxas de 1996, 2005 e 2010.

**Figura 2:** Evolução da taxa de homicídio (ocorrências por 100 mil habitantes): Pernambuco e do Controle Sintético (apenas Espírito Santo)



**Figura 3:** Evolução da taxa de homicídio (ocorrências por 100 mil habitantes): Pernambuco e do Controle Sintético (Espírito Santo até 2010 e Controle Sintético do Espírito Santo após este ano)





acima para Pernambuco para os 22 estados do potencial grupo de controle é possível construir, pois, correspondentes resultados de placebos (já que decorrentes de falsas intervenções em 2007) e aferir a significância do resultado do impacto do Pacto pela Vida sobre a taxa de homicídio de Pernambuco. Caso o resultado obtido para este último estado seja excepcionalmente grande em relação àqueles obtidos para os estados que não sofreram intervenção (resultados dos placebos), a interpretação possível é que as evidências geradas neste trabalho são significantes; do contrário, ou seja, se os exercícios com estados (placebos) revelarem diferenças entre taxas de homicídio de mesma magnitude daquela observada para Pernambuco, então os resultados obtidos no trabalho não se revelam significantes.

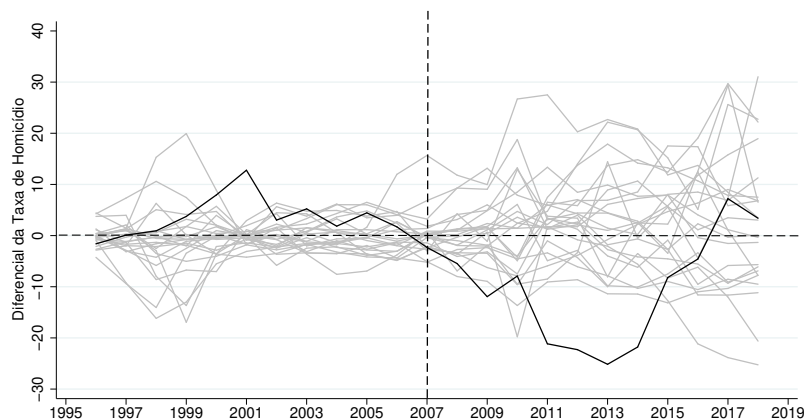
O expediente proposto implica a obtenção de 22 diferenças análogas àquela da Figura 3 correspondentes ao respectivos placebos dos estados utilizados como potenciais controles. A partir da Figura 5, a seguir, são apresentadas tais evoluções das diferenças entre as taxas de homicídio de cada um dos 22 estados e seus respectivos controles sintéticos (cor cinza), além da evolução para o caso do Estado de Pernambuco (em preto). Como é imediatamente aparente a partir da referida figura, as diferenças entre a evolução da taxa de homicídio de Pernambuco e as do seu controle sintético no período pós-intervenção apresentam valores negativos excepcionalmente elevados quando cotejadas com aquelas obtidas para os demais estados pelo menos até 2014. Após este ano, contudo, não há diferença expressiva entre o diferencial de taxa de homicídio encontrado para Pernambuco e aqueles diferenciais registrados para parte significativa dos outros estados.

**Figura 4:** Diferença entre as taxas de homicídio de Pernambuco e de seu Controle Sintético (Espírito Santo até 2010 e Controle Sintético do Espírito Santo após este ano)



Observe-se que, ao fazer uso de todos os 22 estados da amostra, o expediente acima não considerou o fato de que para alguns estados os respectivos controles sintéticos geram para o período pré-intervenção trajetórias bastante distintas daquelas observadas para as taxas de homicídio efetivamente verificadas nos estados, como se pode perceber a partir da Figura 5 acima. Ou seja, tais estados apresentam Controles Sintéticos que replicam mal as taxas

**Figura 5:** Diferença entre as taxas de homicídio (ocorrências por 100 mil habitantes) dos estados e de seus respectivos controles sintéticos. A linha em preto se refere à diferença entre as taxas de homicídios de Pernambuco e de seu Controle Sintético e as linhas em cinza às diferenças entre as taxas de homicídios dos demais 22 estados e aquelas de seus respectivos Controles Sintéticos



de homicídio durante o período pré-intervenção e, como consequência, geram informação de baixa qualidade para a realização da inferência levada a efeito a partir da Figura 5 apresentada acima. Para atenuar tal dificuldade, considera-se, a seguir, um expediente similar, mas com exclusão de estados cujas raízes do Erro Quadrado Médio de Previsão (EQMP) da taxa de homicídio no período pré-intervenção situam-se acima de 1,5 vezes o EQMP registrado para Pernambuco neste período (1996-2006). O exercício implica excluir do teste de placebo apenas dois estados, sendo as evoluções das diferenças de taxas de homicídio para tais estados e para o estado de Pernambuco apresentadas a partir da Figura 6, a seguir.

Deve estar claro a partir do exame da referida figura que a exclusão dos estados com maiores valores do EQMP deixa inalterada as conclusões quanto à inferência feita anteriormente a respeito do resultado obtido para o impacto do programa Pacto pela Vida sobre a taxa de homicídio do Estado de Pernambuco.

As evidências obtidas na avaliação do PPV indicam, pois, que o programa foi bem sucedido na redução da taxa de homicídio do Estado de Pernambuco no período 2007-2014, deixando de ser eficaz a partir de então. A Tabela 3, a seguir, apresenta o registro anual dos valores da taxa de homicídio de Pernambuco, de seu Controle Sintético e do Espírito Santo entre 2007 e 2018. Considerando-se o períodos 2007-2018 (de vigência analisada do PPV) é possível registrar uma redução anual média da taxa de homicídio associada à implementação do PPV de 10,1 (homicídios por 100 mil habitantes) quando comparado ao seu Controle Sintético (Figura 4), valor que equivale a quase um quinto (19,3%) da taxa de homicídio em vigor no ano anterior à implementação do programa (2006) ou ainda a um ritmo de redução anual da taxa de homicídio no estado de 1,8% entre 2007 e 2018. Em termos de número de vidas poupadas decorrentes da implementação do PV, neste mesmo período, consi-

**Figura 6:** Diferença entre as taxas de homicídio (ocorrências por 100 mil habitantes) dos estados e de seus respectivos controles sintéticos. A linha em preto se refere à diferença entre as taxas de homicídios de Pernambuco e de seu Controle Sintético e as linhas em cinza às diferenças entre as taxas de homicídios dos demais 20 estados e aquelas de seus respectivos Controles Sintéticos (com raiz do Erro Quadrado Médio de Previsão menor que 1,5 vezes aquele registrado para Pernambuco)



derada a população de Pernambuco, tal redução obtida da taxa de homicídio no estado correspondeu a cerca de 10.946 vidas poupadas, o que equivale a cerca de 2,4 e 2,6 vezes o número de mortes registradas, respectivamente, em 2006 e 2018.

**Tabela 3:** Taxa de homicídio após o Pacto pela Vida

	Pernambuco	Controle Sintético	Espírito Santo
2007	53,7	56,0	56,0
2008	50,9	56,3	56,3
2009	45,0	56,9	56,9
2010	39,4	51,0	51,0
2011	39,1	60,3	47,1
2012	37,2	59,5	46,6
2013	33,9	59,1	42,2
2014	36,2	58,0	41,4
2015	41,2	49,4	36,8
2016	47,2	51,8	31,9
2017	57,2	49,9	37,8
2018	44,1	40,7	29,3

Nota: taxas mensuradas em ocorrências por 100 mil habitantes. O Controle Sintético é construído pelo Espírito Santo até 2010 e pelo Controle Sintético deste estado após este ano.

É importante ressaltar que tal resultado estimado acima não parece ser afetado de forma substantiva pelo fato de que após 2010, em virtude da implementação do programa Estado Presente no Estado do Espírito Santo, foram utilizados os valores do Controle Sintético deste estado ao invés dos valores

deste estado. Neste sentido, note-se que utilizando-se a média das taxas de homicídio do Espírito Santo entre 2007-2010 para o período 2011-2018, a estimativa para o impacto do programa Pacto pela Vida indica uma redução anual média de 11,3 pontos na taxa de homicídio de Pernambuco associado ao referido programa, bastante próxima àquela obtida acima<sup>6</sup>.

Observe-se, também, que, como já sugerido a partir da Figura 3, o desempenho do PPV nos últimos quatro anos analisados é bastante inferior àquele apresentado até 2014. Na verdade, tomando-se o período de quatro anos entre de 2015 a 2018, a redução anual média da taxa de homicídios do Estado de Pernambuco associada ao PV é de apenas 0,5 homicídio por 100.000 habitantes. Como se nota a partir da referida figura, há perda de eficácia do programa a partir de 2014. Do conjunto de evidências até aqui obtidas, conclui-se, portanto, que o PPV foi claramente exitoso no curto e médio prazos, mas não apresentou resultados positivos sustentáveis ao longo do tempo. Perceba-se também que mesmo quando o programa reduz a taxa de homicídio do estado ao seu valor mínimo, o que ocorrem em 2013, tal taxa ainda se localizava acima daquela da média dos demais estados brasileiros.

Porque não investigou canais ou ações específicas de atuação dentro do PV, o presente estudo não é capaz de identificar precisamente as razões para a perda de eficácia do programa. Contudo, há, ao menos, três razões de ordem mais gerais que podem ter contribuído pelo recente insucesso do PPV. Uma possível explicação está associada às mudanças nas condições financeiras do estado para continuação de parte das ações do PPV, principalmente aquelas associadas aos incentivos pecuniários aos agentes de segurança pública baseados em metas. Neste sentido, note-se que os anos de 2015 e 2016 são de forte recessão no país e não há recuperação consistente da atividade econômica nos anos de 2017 e 2018. Há, assim, após 2014, forte redução das receitas estaduais e maiores restrições à utilização de recursos para gastos não obrigatórios. Ainda que possa ter trazido dificuldades adicionais à gestão do PPV, tal fator, contudo, é de difícil conciliação como o fato de que, diferentemente do ocorrido com seu Controle Sintético, a taxa de homicídio de Pernambuco começa a elevar já a partir de 2014, antes, pois, do período recessivo. A segunda explicação, já sugerida por Ratton & Daudelin (2018), está associada à fragilidade das mudanças da estrutura de gestão da segurança pública em Pernambuco trazida pelo PPV. Neste sentido, é importante ressaltar que, embora todas estas características do PPV formalmente vigorassem até 2018, ano final considerado para na presente avaliação, em virtude da mudança de gestão do governo estadual em 2014, há, a partir deste ano, com o término do segundo mandato do governador Eduardo Campos, mudanças na equipe de atores diretamente envolvidos na governança do programa. Os resultados apresentados na presente avaliação parecem em linha com esta segunda explicação, uma vez que tanto o período de eficácia do PPV, como o posterior crescimento da taxa de homicídio do estado coincidem com as mudanças ocorridas com a gestão do programa. Finalmente, não é possível também descartar inteiramente a possibilidade de que ao menos parte da perda de eficácia do PPV possa estar associada à certa exaustão das ações do programa, que progrediram entre

---

<sup>6</sup>Observe-se, também, que, se é utilizada a sua média em todo o período 1996-2006 para a taxa de homicídio do Espírito Santo no período 2007-2018, o impacto do PV sobre a taxa de homicídio do estado de Pernambuco corresponde a uma redução anual média de 8,5 pontos, novamente próxima àquela estimada.

2007 e 2013, mas pouco se modificaram entre 2014 e 2018 (Ratton & Daudelin 2018), em meio à piora do ambiente social trazido pela crise econômica.

### **Robustez e testes de falsificação**

Nesta seção são levados a efeito diferentes exercícios empíricos que procuram aferir a credibilidade dos resultados obtidos acima associados ao impacto do PPV. Tais exercícios envolvem testes de robustez a partir da consideração de novos condicionantes da taxa de homicídio, a consideração de uma amostra diferente de unidades federativas como potenciais controles, testes de falsificação com respeito à data de início do programa e a consideração da possibilidade de que os efeitos do PPV se confundam com aqueles de outras políticas e ações que afetam condicionantes relevantes da violência no Estado de Pernambuco. Com respeito a este último aspecto, é importante ressaltar que o período de implementação do PPV coincide com o período de implementação ou reforço de políticas públicas (estaduais e federais), em geral, com potenciais efeitos positivos sobre as condições sociais e econômicas do estado de Pernambuco, como é o caso, por exemplos, das políticas sociais federais e os investimentos estaduais e federais no Complexo Industrial de Suape, Região Metropolitana do Recife.

O primeiro exercício de robustez procura verificar a sensibilidade dos resultados a partir da inclusão entre os condicionantes da taxa de homicídio dos estados outros regressores, entre estes, o nível de pobreza ou extrema pobreza, a parcela de migrantes, a parcela da população de raça negra ou parda, a proporção de chefes de família do sexo feminino e a média de ano de estudos. Os resultados obtidos (não apresentados neste espaço), contudo, são exatamente os mesmos, não havendo qualquer mudança quanto ao peso dos estados na formação do Controle Sintético<sup>7</sup>.

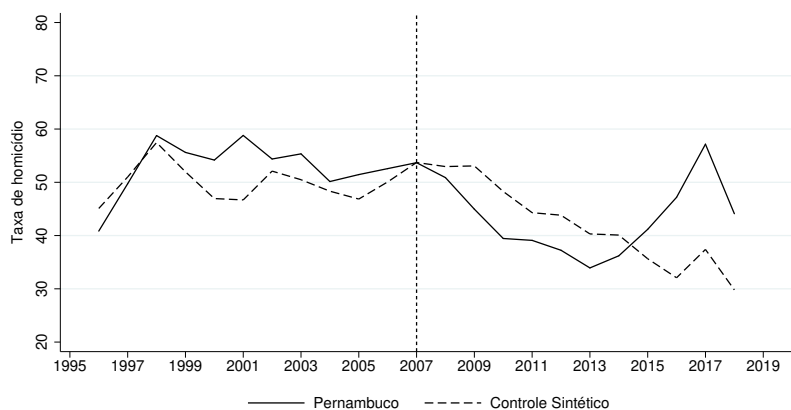
O segundo exercício faz uso de uma amostra diferente de unidades federativas consideradas como potenciais constituintes do Controle Sintético. Como discutido, os resultados obtidos para o impacto deste programa sobre a taxa de homicídio do estado de Pernambuco foram obtidos descartando-se os estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo, uma vez que estes já haviam implementado programas específicos com o mesmo fim daquele do PPV e, portanto, a princípio, não seriam adequados para a formação do contrafactual. Note-se, contudo, que tal consideração, embora pertinente e adequada do ponto de vista da qualidade da avaliação, não exclui a possibilidade de um destes estados participar de um Controle Sintético com melhor ajuste à evolução da taxa de homicídios de Pernambuco no período anterior à implementação do PPV. No sentido de avaliar em que medida os resultados já obtidos se mantêm num contexto onde são desconsideradas às intervenções já adotadas por estes três estados, a Figura 7, a seguir, apresenta a evolução das taxas de homicídio para Pernambuco e o novo Controle Sintético quando todas as outras 26 unidades da federação são consideradas como potenciais candidatas à participação no contrafactual. O novo contrafactual para Pernambuco passa, então, a ser formado pelos estados do Espírito Santo (com peso 0,849) e Rio de Janeiro (com peso 0,151), portanto, bastante próximo àquele já obtido na seção anterior. Tal nova composição explica a semelhança entre a Figura 2

---

<sup>7</sup>Os resultados de todos estes exercícios podem ser prontamente disponibilizados pelos autores.

(obtida a partir do Controle Sintético original) e a Figura 6. Na verdade, há pequeno ganho no ajuste durante período anterior à política (redução de 2,9% no EQMP), contudo, refletindo o maior peso do Espírito Santo no contrafactual, a influência do Pacto pela Vida sobre a taxa de homicídio se mantém próxima àquela obtida anteriormente. Ou seja, os novos resultados também confirmam a redução inicial da taxa de homicídio em Pernambuco após a implementação da política, mantendo-se esta taxa abaixo daquela do Controle Sintético até 2014, e sua elevação após esta data, período em que tal taxa se mantém acima daquela do contrafactual<sup>8</sup>.

**Figura 7:** Evolução da taxa de homicídio (ocorências por 100 mil habitantes): Pernambuco e do Controle Sintético - São consideradas todas as outras 26 unidades da federação como possíveis constituintes do Controle Sintético

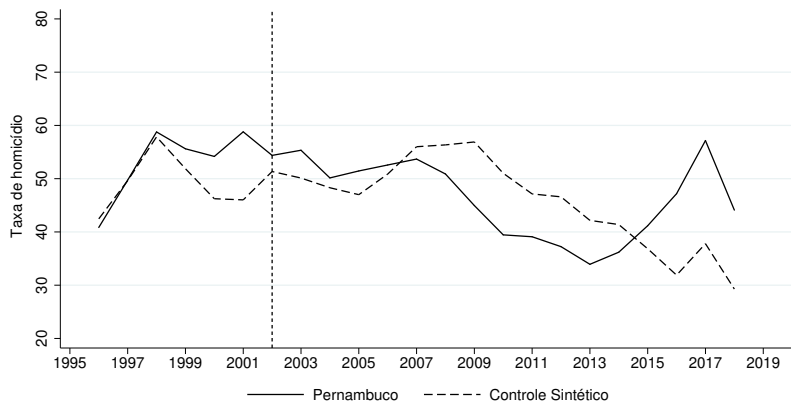


O terceiro exercício implementado considera a possibilidade de que a redução da taxa de homicídio do Estado de Pernambuco ocasionada pelo PPV esteja, na verdade, associada a uma tendência anterior de queda da taxa de homicídio neste estado. Tal possibilidade, em certa medida, pode ser sugerida pela observação da evolução da taxa de homicídio do estado a partir da Figura 2, onde é possível perceber que a partir de 2002 não se verifica nenhuma tendência consistente de elevação do registro de homicídios no estado. Neste sentido, embora não exista qualquer informação indicadora a respeito e a mesma dinâmica pareça ter ocorrido com o Controle Sintético encontrado, é possível aventar a possibilidade de que parte das ações envolvidas no Pacto pela Vida já haviam sendo executadas antes da efetiva implementação deste programa. Com o fito de excluir tal possibilidade, o exercício empírico foi refeito assumindo-se a data de implementação do PPV em 2002, cinco antes de sua efetiva implementação. Os resultados são apresentados a partir da Figura 8, a seguir. Os novos resultados obtidos indicam que o Controle Sintético continua sendo constituído apenas pelo estado do Espírito Santo (linha pontilhada da Figura 8) e que há significativa piora no ajuste no período de

<sup>8</sup>As diferenças ocorrem sobretudo até 2014, com menor redução do impacto do PV. Todos os detalhes deste e demais exercícios desta seção podem imediatamente ser disponibilizados pelos autores.

“pré-tratamento” (aumento de 15,7% no EQMP). Além disto, como se percebe a partir da Figura 8, as evidências não autorizam a atribuição da dinâmica da taxa de homicídio no período anterior a 2007 à qualquer antecipação das ações do programa: as taxas de homicídio de Pernambuco se mantêm acima daquelas de seu Controle Sintético nos cinco anos considerados e as dinâmicas só apresentam evidente diferenciação após 2007, anos de efetiva implementação do PPV.

**Figura 8:** Evolução da taxa de homicídio: Pernambuco e do Controle Sintético - Data de implementação do Pacto pela Vida é assumida em 2002



Um desafio talvez mais sério aos resultados obtidos no trabalho com respeito ao impacto do PPV sobre a taxa de homicídio em Pernambuco é aquele associado à possibilidade de influências simultâneas de outras políticas, não diretamente associadas ao combate à violência, sobre condicionantes importantes da violência no período após a implementação do programa. Neste sentido, em grande parte em função dos investimentos federais recebidos pelo estado, é sabido que o desempenho econômico do Estado de Pernambuco na década de 2000 foi mais favorável que aquele do país e mesmo que aquele verificado para a região Nordeste do país (Bezerra 2015, Galvão 2015). A partir do uso de informações do IBGE, Bezerra (2015), por exemplo, chamam a atenção para o fato do PIB per capita de Pernambuco ter crescido mais de 10 pontos percentuais acima daquele crescimento registrado para a região Nordeste e para o país entre 2002 e 2012 (com registro de taxas de expansões de 63,4%, 53,1% e 44,7%, respectivamente). Como argumenta Galvão (2015), tal melhor desempenho certamente esteve associado aos novos investimentos, sobretudo industriais, direcionados no período ao estado, incluindo montadora de automóvel, refinaria e novas instalações no Complexo Industrial de Suape.

Como a implementação do PPV em Pernambuco ocorre em meio a tal ambiente produtivo relativamente mais favorável no estado, não se pode descartar inteiramente a ocorrência de efeitos simultâneos da política e de uma possível melhoria dos indicadores sociais do estado sobre a redução da violência identificada (medidas a partir da taxa de homicídio) no período imediatamente seguinte à implementação do programa PV. Com efeito, o papel de condicio-

nantes sociais na explicação dos níveis de violência no país é regularmente ressaltado por diferentes pesquisadores (Santos & Kassouf 2008, Cerqueira 2014, Sachsidá & Mendonça 2013). Em sua investigação sobre os condicionantes da taxa de homicídios especificamente para a Cidade do Recife, Menezes et al. (2013) apontaram a existência de associações negativas entre tal indicador de violência e a renda per capita e os níveis de escolaridade da população. Por outro lado, estes últimos autores também ressaltam em seus resultados uma robusta associação negativa entre a taxa de homicídio e o nível de desigualdade na distribuição da renda (medida através do índice de Gini).

Com o fito de descartar a relevância de potenciais influências de tais indicadores sociais sobre a taxa de homicídio do estado no período após a implementação do PPV, a partir das informações anuais da PNAD (IBGE), foram feitas simulações para o comportamento de indicadores sociais assumindo-se um falso tratamento ou intervenção de política implementada exatamente no ano de introdução do PPV (2007). Assim, para cada indicador social de Pernambuco, exatamente como feito anteriormente para a taxa de homicídio, obteve-se um Controle Sintético associado que serviu de contrafactual para a evolução do mesmo no referido estado. Neste sentido, note-se que, se de fato há atuação conjunta e importante de condicionantes sociais associados ao ambiente econômico do estado ou a políticas adotadas a partir de 2017, deveriam ser esperadas dinâmicas diferenciadas favoráveis a Pernambuco com respeito aos mesmos no período de implementação do PPV. Os resultados são apresentados a partir das Figuras 9 e 10, a seguir. Especificamente, a Figura 9 apresenta evolução da renda domiciliar per capita (em valores de setembro de 2015, ajustados pelo IPCA do IBGE) 9(a) e da pobreza (proporção de pobres) 9(b) de Pernambuco e de seus respectivos Controles Sintéticos antes e após a adoção da falsa intervenção. Em exercício análogo, a Figura 10 apresenta a evolução da desigualdade na distribuição da renda domiciliar per capita medida pelo índice de Gini 10(a) e pela média dos anos de estudos da população de 15 a 25 anos 10(b) de Pernambuco e de correspondentes Controles Sintéticos<sup>9</sup>.

Como se nota a partir da Figura 9, há, entre 2001 e 2015, elevação da renda e redução da pobreza no estado de Pernambuco, ou seja, a partir destes indicadores, verifica-se clara melhora nas condições sociais no referido estado. Contudo, tais tendências também são verificadas para os respectivos Controles Sintéticos, formados pelos estados do Ceará (peso 0,576), Paraíba (peso 0,043), Sergipe (peso 0,027), Bahia (peso 0,192) e Rio Grande do Sul (peso 0,161), no caso da renda, e pelos estados do Piauí (peso 0,547), Ceará (peso 0,234), Rio Grande do Sul (peso 0,159) e Brasília (peso 0,06), no caso da pobreza. Mais importante para os propósitos do exercício, além do bom ajuste entre o estado e os correspondentes Controles Sintéticos no período anterior ao falso tratamento, não há qualquer evidência a respeito de evolução mais favorável destas variáveis para Pernambuco em relação aos respectivos Controles Sintéticos após 2007, ano de início do falso tratamento<sup>10</sup>.

<sup>9</sup>As variáveis utilizadas na obtenção dos Controles Sintéticos foram aquelas apresentadas na Tabela 1, evidentemente, sempre excluindo-se entre os condicionantes a variável de interesse na avaliação do impacto na simulação. A linha de pobreza utilizada correspondeu a R\$70,00 de julho no ano de 2010, valor nominal que correspondia em 2011 àquele adotado no Plano Brasil sem Miséria e pelo Programa Bolsa Família no mesmo ano. Os valores foram ajustados para setembro de 2015 utilizando-se o IPCA do IBGE.

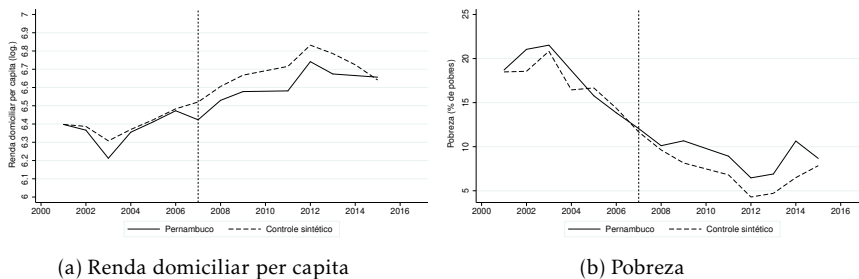
<sup>10</sup>Na verdade, é possível até perceber um desempenho ligeiramente mais desfavorável do es-



As evidências apresentadas a partir da Figura 10 para a evolução da desigualdade de renda e para a média dos anos de estudos estão em linha com aqueles obtidos para a renda e pobreza: em ambos os casos, além de bons ajustes, não se percebe performance mais favorável do estado de Pernambuco a partir de 2007 quando cotejado com seus Controles Sintéticos, constituído por Piauí (peso 0,679), Rio Grande do Sul (peso 0,160) e Brasília (peso 0,162), no caso do índice de Gini, e pela Paraíba (peso 0,363), Alagoas (peso 0,031), Sergipe (peso 0,38), Bahia (peso 0,08) e Rio Grande do Sul (peso 0,147), no caso da média de anos de estudos. Ou seja, a redução da desigualdade e a elevação da média de anos estudos para o estado de Pernambuco a partir de 2007 continuam a seguir evoluções bem próximas àquelas dos Controles Sintéticos.

O conjunto de evidências aqui apresentado a partir das Figuras 9 e 10 não indica, portanto, que a partir de 2007, período de implementação do PPV, o estado de Pernambuco tenha apresentado evolução mais favorável com respeito a um conjunto de características sociais regularmente considerados importantes condicionantes da violência. Isto, por sua vez, indica que os efeitos potenciais sobre tais condições sociais derivadas de políticas federais e estaduais ou do ambiente econômico durante o período de implementação do PPV dificilmente podem explicar a dinâmica diferenciada da taxa de homicídio do estado de Pernambuco após a adoção do PPV. Tal constatação, portanto, dá credibilidade adicional ao resultado central do trabalho.

**Figura 9:** Evolução da renda domiciliar per capita (a) e da pobreza (b) quando um falso tratamento é assumido em 2007: Pernambuco e Controles Sintéticos.

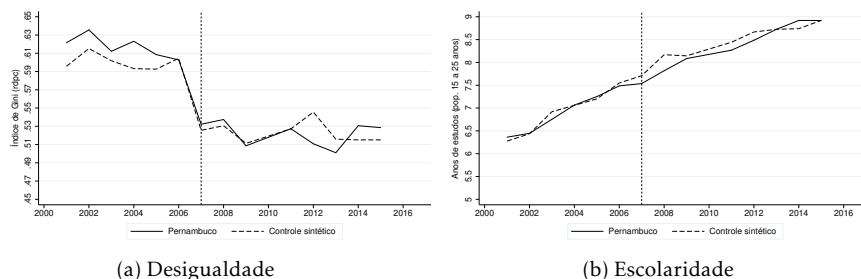


## Conclusões

De forma geral, ao longo dos anos 2000, a taxa de homicídio apresentou uma trajetória crescimento em praticamente todos os estados do Nordeste do Brasil, uma dinâmica bastante diferente daquela apresentada na região Sudeste, onde, no período, houve declínio da mesma. Particularmente até 2007,

tado em relação aos respectivos Controles Sintéticos, o que talvez possa ser explicado pela forte presença de estados do Nordeste mais pobres na composição dos Controles Sintéticos e a atuação relevante de políticas sociais no período. Que o estado de Pernambuco tenha apresentado maior crescimento do PIB per capita no período sem entretanto apresentar melhor evolução da renda domiciliar per capita, por outro lado, é consistente com o fato de que os novos investimentos direcionaram-se sobretudo a setores com maior uso do capital (indústrias de insumos) e o aumento da presença de migrantes do Sudeste na sua força de trabalho direcionados para tais setores.

**Figura 10:** Evolução da desigualdade de renda domiciliar per capita (a) e da escolaridade (b) quando um falso tratamento é assumido em 2007: Pernambuco e Controles Sintéticos



o Estado de Pernambuco situava-se em uma situação bastante desfavorável em termos de taxa de homicídio, regularmente, entre as três piores performances entre as unidades da federação. A implantação do Programa Pacto pela Vida, programa cujo objetivo principal é diminuir os níveis de violência do estado, coincide com o início de um período de redução da taxa de homicídio do estado, a despeito da contínua piora da situação nos demais estados do Nordeste. Tal fato levou alguns pesquisadores e o próprio governo do estado a associar as reduções observadas na taxa de homicídio do estado às ações do referido programa, apesar da ausência de uma efetiva avaliação do programa. Este trabalho se propôs a preencher esta lacuna.

A partir da estratégia sugerida por Abadie et al. (2010) para avaliação de impacto de políticas em situações onde há apenas um único tratado e há dificuldades de se definir critérios para a escolha de um contrafactual, este trabalho fez uso de um Controle Sintético para obter contrafactuais das taxas de homicídio do Estado de Pernambuco e, assim, obter uma estimativa do impacto do programa Pacto pela Vida sobre as taxas de homicídio do estado no período de 2007 a 2018. As evidências obtidas indicam que o referido programa foi eficaz na redução da taxa de homicídio do estado até 2014, mas que tal eficácia deixou de existir a partir de então. No período 2007-2018, as estimativas obtidas para impacto do PPV indicam uma redução média anual de 10,1 (mortes por cem mil) na taxa de homicídio de Pernambuco, o que equivale a 10.946 mortes a menos no estado ou a um ritmo de redução anual de 1,8% da taxa de homicídio de Pernambuco. Efetivamente, o programa reduziu a taxa de homicídio do estado para os níveis médios observados no país em 2013 (em torno de 30 mortes por cem mil), mas não conseguiu evitar sua posterior elevação.

O fato de que a taxa de homicídio do Estado de Pernambuco ter começado a aumentar já a partir de 2014 sugere que a trajetória da taxa de homicídio do estado parece refletir bem as mudanças de gestão vivenciada pelo estado e, entre estas, a saída do governador e da equipe inicial responsável pela administração das ações do programa. A dinâmica das estimativas dos efeitos do PPV obtidas neste trabalho conformam bem, pois, com as razões apontadas por Ratton & Daudelin (2018) para perda de eficácia do programa. Assim, ainda que o PPV tenha apresentado inovações na gestão das ações de combate à violência no estado, aparentemente, estas não foram suficientemente significativas a ponto de criarem uma governança minimamente imune a mudanças

do quadro de gestores.

## Referências Bibliográficas

Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v. 105, p. 493–505.

Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: a case study of the Basque Country. *American Economic Review*, Nashville, v. 93, p. 113–132.

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: an economic approach. In: Fielding, N.; Clarke, A.; Witt, R. (orgs.) *The Economic Dimensions of Crime*. Berlin: Springer. p. 13–68.

Bertrand, M., Duflo, E. & Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 119, p. 249–275.

Bezerra, F. J. A. (2015). *Perfil Socioeconômico de Pernambuco*. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil.

Carneiro, L. P. (2012). A fabricação das Unidades de Polícia Pacificadora no Rio de Janeiro: um estudo sobre inovação e liderança. In: Moisés, J. A. (org.) *Brasil, 25 Anos de Democracia – Balanço Crítico: Políticas Públicas, Instituições, Sociedade Civil e Cultura Política – 1988 / 2013*. São Paulo: Núcleo de Pesquisas em Políticas Públicas da USP.

Castro, M. S., Silva, B. F. A., Assunção, R. M. & Beato Filho, C. C. (2004). Regionalização como estratégia para a definição de políticas públicas de controle de homicídios. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 20, p. 1269–1280.

Ceballos, M. & Martin, G. (2004). *Bogotá: anatomía de una transformación. Políticas de seguridad ciudadana 1995-2003*. Bogotá: Editorial Pontificia Universidad Javeriana.

Cerdá, M., Messner, S. F., Tracy, M., Vlahov, D., Goldmann, E., Tardiff, K. J. & Galea, S. (2010). Investigating the effect of social changes on age-specific gun-related homicide rates in New York City during the 1990s. *American Journal of Public Health*, Washington, v. 100, p. 1107–1115.

Cerqueira, D., Lima, R. S. B. S., Valencia, L. I., Hanashiro, O., Machado, P. H. G. & Lima, A. S. (2017). *Atlas da Violência 2017*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. p. 69.

Cerqueira, D. R. C. (2014). *Causas e Consequências do Crime no Brasil*. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.

Cerqueira, D. R. C., Silva Neto, D. R., Coelho, D. S. C. & Lins, G. O. A. (2020). *Uma Avaliação de impacto de política de segurança pública: o Programa Estado Presente do Espírito Santo*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. (Texto de Discussão do IPEA n. 2543).

DATASUS (2018). *Portal de Saúde do SUS*. Página inicial. Disponível em: [www2.datasus.gov.br](http://www2.datasus.gov.br).

Galvão, O. J. A. (2015). A economia de Pernambuco: da longa estagnação a um novo ciclo de crescimento sustentado. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 46, p. 131–154.

Governo de Pernambuco (2007). *Pacto pela Vida. Plano Estadual de Segurança Pública*. Recife: Governo do Estado de Pernambuco.

Henriques, R. & Ramos, S. (2013). UPPs Social: Ações Sociais para a Consolidação da Pacificação, 2011. In: Urani, A.; Giambiagi, F. (orgs.) *Rio: a hora da virada*. Rio de Janeiro: Campus/Elsevier. p. 242–254.

Macêdo, A. O. (2012). “Polícia, quando quer, faz!”: análise da estrutura de governança do “Pacto pela Vida” de Pernambuco. 2012. Dissertação (Mestrado em Sociologia) - Departamento de Sociologia, Universidade de Brasília, Brasília.

Menezes, T., Silveira-Neto, R., Monteiro, C. & Ratton, J. L. (2013). Spatial correlation between homicide rates and inequality: evidence from urban neighborhoods. *Economics Letters*, Amsterdam, v. 120, p. 97–99.

Nadanovsky, P. (2009). O aumento no encarceramento e a redução nos homicídios em São Paulo, Brasil, entre 1996 e 2005. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 25, p. 1859–1864.

Ouimet, M. (2012). A world of homicides: The effect of economic development, income inequality, and excess infant mortality on the homicide rate for 165 countries in 2010. *Homicide Studies*, Los Angeles, v. 16, p. 238–258.

Peres, M. F. T., Vicentin, D., Nery, M. B., Lima, R. S., Souza, E. R., Cerda, M., Cardia, N. & Adorno, S. (2011). Queda dos homicídios em São Paulo, Brasil: uma análise descritiva. *Revista Panamericana de Salud Publica*, Washington, v. 29, p. 17–26.

Ratton, J. L. & Daudelin, J. (2018). Construction and deconstruction of a homicide reduction policy: the case of Pact for Life in Pernambuco, Brazil. *International Journal of Criminology and Sociology*, Ontario, v. 7, p. 173–183.

Ratton, J. L., Torres, V. & Bastos, C. (2011). Inquérito policial, Sistema de Justiça Criminal e políticas públicas de segurança: dilemas e limites da Governança. *Sociedade e Estado*, Brasília, v. 26, p. 29–58.

Sachsida, A. & Mendonça, M. J. C. (2013). *Evolução e determinantes da taxa de homicídios no Brasil*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. (Texto de Discussão do IPEA n. 1808).

Santos, M. J. & Kassouf, A. L. (2008). Existe explicação econômica para o sub-registro de crimes contra a propriedade? *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 12, p. 5–27.

Sapori, L. F. (2011). *Segurança pública no Brasil*. Rio de Janeiro: Editora FGV.

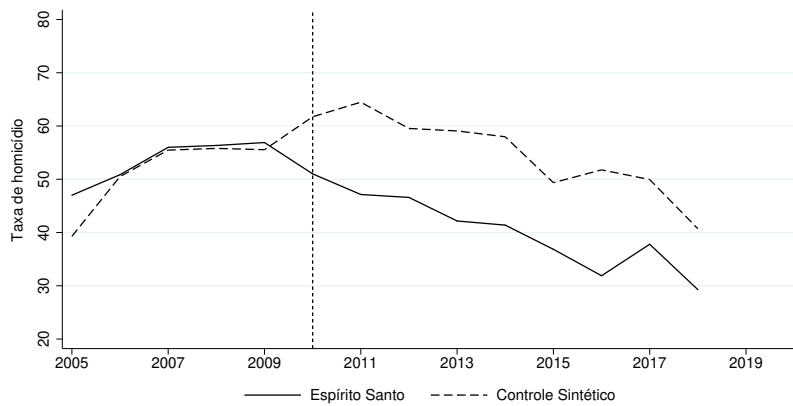
Soares, L. E. (2007). A Política Nacional de Segurança Pública: histórico, dilemas e perspectivas. *Estudos Avançados*, São Paulo, v. 21, p. 77–97.

UNODOC (2018). *Global Study on Homicide*. Vienna: United Nations Office on Drugs and Crime.

## Apêndice

### Controle Sintético para o Estado do Espírito Santo – Avaliação do Programa Estado Presente.

**Figura A.1:** Avaliação do programa Estado Presente implantado em 2011 - Evolução da taxa de homicídio (homicídios por 100 mil habitantes) – Espírito Santo e Controle Sintético (constituído pelos estados de Rondônia, com peso 0,161, e Alagoas, com peso 0,839)





# O CIGARRO E O ADOLESCENTE NO BRASIL: A IMPORTÂNCIA DO CAPITAL HUMANO DA MÃE PARA ESTUDANTES DO NONO ANO DO ENSINO FUNDAMENTAL EM 2015

RONIVALDO STEINGRABER \*

## Resumo

Este artigo analisa empiricamente a influência da escolaridade da mãe sobre a decisão do adolescente experimentar ou usar cigarro. Ele contribuiu com o debate sobre a influência positiva do capital humano sobre a saúde. As estimativas consideram os microdados da pesquisa PENSE de 2015 do IBGE que analisam mais de cem mil adolescentes do nono ano de ensino fundamental brasileiro, em todos os estados, nas capitais e no interior. A amostra altamente representativa da população de estudantes adolescentes produziu resultados por meio de um modelo PROBIT, que permitem concluir que as mães com maior escolaridade reduzem entre 0,2% e 0,36% as chances do filho experimentar ou usar cigarro. A tendência apontada pelo modelo é que adolescentes mais velhos e que tem pai ou mãe que fumam apresentem maior probabilidade de experimentação ou uso de cigarro.

**Palavras-chave:** cigarro, adolescentes, escolaridade da mãe, pesquisa PENSE.  
**Códigos JEL:** I12, I15, I21, I25.

## Abstract

This paper analyses empirically the influence of mother's schooling on adolescent's decision to try or use cigarette. It contributes to debate on the positive influence of human capital on health. Estimates consider the micro data from survey PENSE 2015 of IBGE, and cover more than 100 thousand adolescents in the ninth year of elementary school in all states, into capital and interior. The highly significant sample of adolescents students produced results by a PROBIT model, which allow to conclude that mothers with more human capital reduce the odds of child to try or use cigarettes between 0.2% and 0.36%. The trend pointed out by model is that older adolescents, and with smoking father or mother has more probability of experimentation or use of cigarettes.

**Keywords:** cigarette, teenager, mother's schooling, PENSE survey.  
**JEL codes:** I12, I15, I21, I25.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea135347>

---

\* Departamento de Economia e Relações Internacionais. Universidade Federal de Santa Catarina.  
E-mail: ronivaldo.steingraber@gmail.com

## Introdução

O debate sobre políticas públicas na área de saúde sempre expôs um dilema: até onde é possível controlar o comportamento individual para que não prejudique os demais indivíduos. Usando sanções e instrumentos de monitoramento e controle, ou buscando incentivos, percebe-se a necessidade de controlar o interesse individual para um maior benefício coletivo (ou social). Uma das respostas das análises econométricas é da alta relação entre educação e saúde, onde o aumento dos anos de escolaridade do indivíduo o posiciona em vantagem em vários aspectos da sua longevidade e reduz a probabilidade de certos tipos de doenças, desta forma, o investimento em educação é um incentivo para os indivíduos melhorarem sua condição de saúde.

Uma forte evidência reside na literatura sobre os modelos intergeracionais, que consideram a relação entre uma geração (adulta ou velha) e outra mais nova (crianças, adolescentes, jovens). A constatação reside na dependência da geração mais nova do capital humano da geração mais velha. Em outras palavras, os pais com maior escolaridade geram externalidades positivas sobre a geração mais nova (filhos). Vários estudos mostram a relação entre a escolaridade do pai e da mãe sobre o desempenho dos filhos (e filhas, já que a relação entre os gêneros pode ser diferenciada, com maior influência do pai sobre o filho e da mãe sobre a filha) na forma de capital social no escopo da família e que proporciona o acúmulo de benefícios para a nova geração.

Este estudo realiza uma análise econométrica entre a experimentação ou o uso de cigarros em adolescentes em função de características dos pais (pai e mãe), como a escolaridade e o consumo de cigarros. Valendo-se dos microdados da pesquisa PENSE de 2015 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com mais de 100 mil adolescentes de várias cidades brasileiras, em todos os estados, que estudam na nona série do ensino fundamental e que formam uma amostra estatisticamente confiável e de grande representatividade para o país, desta forma, as conclusões identificadas podem ser generalizadas para todos os adolescentes que estudam no país.

Entre as conclusões identificadas na literatura, o modelo espera encontrar que os adolescentes com mães que tenham maior escolaridade apresentem menor probabilidade de experimentação ou uso de cigarro. Esta conclusão vai ao encontro de uma importante verificação presente na área de Economia da Educação e em Desenvolvimento Econômico: o incentivo ao aumento da escolaridade da mulher gera importantes efeitos de transbordamento positivos para a sociedade.

A contribuição original deste artigo reside na verificação empírica desta hipótese de relação entre escolaridade da mãe e saúde dos filhos. O que significa que o aumento do capital humano da mãe do adolescente implica em melhores condições de saúde dos filhos, em outras palavras: se a mãe apresenta mais capital humano, a preocupação com a saúde dos filhos aumenta, ou seja, mães com mais capital humano ajudam a formar filhos com mais capital humano também. Atualmente o debate sobre políticas públicas na área de saúde foca o lado preventivo, reduzindo futuros gastos do governo e do sistema de saúde privado, neste sentido, o resultado deste estudo mostra que o investimento em capital humano é uma política que produz externalidades positivas na redução da experimentação de cigarro entre adolescentes.

A estrutura do artigo é composta de uma breve discussão sobre a relação entre os benefícios do acúmulo de capital humano das mães (pais de forma



geral) sobre o bem estar dos filhos na próxima seção. Em seguida, os dados e modelos são apresentados, para iniciar-se a seção com as estimativas, que também discute os resultados e suas implicações. Por fim, a conclusão sumariza os efeitos encontrados e suas implicações na definição de políticas públicas na área de saúde do adolescente.

## **Retornos Sociais do Capital Humano**

Para Coleman (1988) o capital humano dos pais é diretamente ligado à criação do capital humano dos filhos. Esta ligação é um exemplo de capital social, na medida em que representa uma forma de cooperação entre os indivíduos de uma família e apresenta impacto econômico. Consequentemente, quanto maior a escolaridade dos pais, maior o benefício (futuro) dos filhos em termos de desempenho econômico, porém, estes benefícios não são contabilizados apenas na educação, mas também em outras formas de investimento indireto, como saúde e segurança, que formam externalidades positivas com o aumento da educação do indivíduo e são diretamente dependentes do capital humano dos pais.

Bowman (1962) já dividia os retornos do investimento em educação em retornos sociais e retornos privados. Para a autora, o retorno acontece nos indivíduos em função do acúmulo de capital humano, todavia, fatores “fora de mercado” acumulam benefícios neste processo e não podem ser mensurados de forma monetária, pois geram uma externalidade econômica (positiva).

A visão de capital humano condiciona a educação como um retorno (Debeauvais 1962), portanto, existem benefícios que podem ser identificados no indivíduo. Tais benefícios podem ser econômicos, como o maior consumo de bens e serviços, ou indiretos e que podem ser relacionados com o processo de desenvolvimento por aumentarem a capacidade de absorção dos indivíduos, o que significa estatisticamente, maior produtividade. Lewis (1962) relaciona esta maior capacidade de absorção com a relação entre o investimento em educação e outros fatores, como saúde pública, pesquisa e desenvolvimento, mudança institucional, capacidade organizacional, entre outras. Portanto, o processo de aumento do capital humano dos filhos é relacionado com o investimento realizado no capital humano dos pais. Guryan et al. (2008) mostram que os pais com maior escolaridade passam mais tempo com os filhos, portanto, quanto maior o capital social familiar, maiores os retornos dos indivíduos, o que culminará em indivíduos com maior escolaridade também (Black et al. 2003), o que significa que as políticas públicas (educação e saúde principalmente) surtem mais efeito se a escolaridade dos pais é maior. De forma geral, as evidências mostram uma relação microeconômica na formação de capital humano na esfera da família e que potencializa os incentivos das políticas públicas nesta área. A teoria econômica focaliza no indivíduo, todavia, o ambiente é fundamental para a formação do capital humano e o papel da família ganha destaque neste contexto.

Na área de saúde e comportamental, a relação entre a escolaridade dos pais e os adolescentes é clara na determinação do uso de álcool e da presença de problemas comportamentais (Barnes & Farrell 1992). Em relação ao capital humano, a maior escolaridade da mãe está relacionada com uma maior participação dos pais na escola e melhor desempenho dos estudantes (Stevenson & Baker 1987), além de melhores condições de saúde (Thomas et al. 1991), de

nutrição (Thomas 1994) e cuidados com a saúde, como a prática de atividades físicas regulares dos adolescentes (Farias Júnior et al. 2012) e menor incidência de obesidade (Garcia et al. 2015), ela ainda está relacionada ao aumento do planejamento familiar, como a redução do número de filhos e aumento da idade da maternidade conforme o estudo de Blossfeld & Huinink (1991), além da redução da mortalidade infantil (Rosenzweig 1990, Schultz 1994), o que pode ser explicado pela maior taxa de imunização dos filhos recém-nascidos de mães com maior escolaridade (Desai & Alva 1998)

O estudo de Santos et al. (2004) é enfático ao verificar que mais de 50% das mães das classes E e D com filhos com anemia não sabiam da situação dos filhos, o ponto central no estudo dos autores é a baixa renda e baixa escolaridade das mães. A menor escolaridade do pai e da mãe está associada à maior incidência de doenças periodontais nos jovens alistados no exército, conforme mostra o estudo de Gesser et al. (2001). Já Alves et al. (2000) encontram maior incidência de doenças oftalmológicas em crianças da rede pública de São Paulo com pais com menor escolaridade e Lamerz et al. (2005) encontram uma maior probabilidade de obesidade em crianças com mães com menor escolaridade na Alemanha. As diferenças entre a escolaridade dos pais é verificada em vários estudos. Glick & Sahn (2000) verificam que o aumento da escolaridade do pai contribui para o aumento da escolaridade de todos os filhos, já o aumento da escolaridade da mãe contribui para o aumento da escolaridade das filhas.

De forma geral, pais com maior escolaridade estão mais preocupados com as condições de saúde de seus filhos, o que se reflete em uma menor taxa de incidência de doenças e uso de álcool. Este estudo analisa a relação entre a escolaridade dos pais e o uso ou experimentação de cigarro entre adolescentes brasileiros da nona série do ensino fundamental no ano de 2015. Espera-se encontrar uma relação negativa entre as variáveis: uma menor incidência do uso de cigarros entre os filhos de mães com maior escolaridade.

Os estudos que analisam os fatores associados ao uso de tabaco, entre outros substâncias lícitas e ilícitas por adolescentes encontram a companhia de amigos e dos pais como causa principal (Costa et al. 2007, Fraga et al. 2006), assim como irmãos mais velhos fumantes (Malcon et al. 2003), menor escolaridade da mãe e menor nível socioeconômico (Silva et al. 2008). Os estudos de Horta et al. (2001) e Machado Neto & Cruz (2003) mostram que a taxa de adolescentes que experimentaram tabaco aumenta com a idade, já (Malcon et al. 2003) apontam outros fatores, como a presença de trabalho remunerado, o baixo rendimento escolar, presença de pais separados e o gênero masculino como fatores que aumentam a incidência de cigarro entre adolescentes. Por fim, Machado Neto et al. (2010) mostram uma relação entre o maior consumo de cigarros com o uso constante de álcool entre os adolescentes.

Além da relação entre experimentação de cigarros e os adolescentes, a literatura na Economia já apontou uma evidência do menor uso de cigarro com o aumento da escolaridade dos indivíduos e que pode ser confirmada no período Pós II Guerra (Etile & Jones 2011). Evidências de melhoria da saúde em função da maior escolaridade são apontadas nos estudos de Bockerman & Maczulskij (2015) e Grossman (1972), que criou o termo capital de saúde para mostrar a influência de fatores econômicos e do capital humano sobre a saúde.

A hipótese deste estudo é de que a relação entre cigarro e adolescentes depende do capital humano dos pais. Espera-se que esta relação seja negativa,

refletindo a relação inversa entre o consumo de cigarro e a escolaridade dos adultos, como mostram os estudos de Sander (1995) e Silles (2015). Para os adolescentes o consumo de cigarros é proibido, mas ele existe. A pesquisa utilizada do IBGE verifica a experimentação ou o uso. A experimentação de cigarro conduz ao consumo na fase adulta e geralmente se inicia por volta dos doze anos de idade, conforme relata o estudo de Urrutia-Pereira et al. (2017). Apesar da limitação da variável dependente, a sua importância está relacionada com o potencial de consumo de cigarro no futuro.

As evidências da literatura na área de saúde mostram que a experimentação e uso de cigarro entre adolescentes depende de fatores externos. Na Economia esta evidência pode ser classificada como uma externalidade negativa, impactando a forma de se explicar a formação de capital humano, com destaque para a presença de fatores sociais e familiares. A seção seguinte apresenta os dados que buscam amparar esta hipótese, que se reflete em políticas públicas orientadas para a família e círculo social dos adolescentes, além de reforçar o importante papel da formação de capital humano como fator de desenvolvimento socioeconômico com efeitos de transbordamento para outras áreas, como saúde.

## **Modelo e Fontes de Dados**

Os dados utilizados pertencem ao banco de microdados da Pesquisa Nacional de Saúde Escolar (PENSE) de 2015 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que analisa a saúde de adolescentes brasileiros que estudam no nono ano do ensino fundamental em diversas cidades brasileiras em todos os estados do país. A pesquisa possui 102.072 observações de estudantes da nona série nos períodos matutino e vespertino, de escolas públicas e privadas, em seiscentos e setenta e cinco (675) municípios brasileiros. As turmas analisadas na pesquisa têm, pelo menos, quinze (15) estudantes matriculados, o que excluiu cerca de 3% do total de estudantes considerados na pesquisa.

A variável dependente é a experimentação ou uso de cigarro, que pode ser de uso constante, ou de pelo menos um na vida. Esta variável é binária e assume os valores de 1 (o adolescente já usou ou experimentou cigarro pelo menos uma vez na vida) e 0 (o adolescente nunca usou ou experimentou cigarro na vida). Esta variável não é apenas o consumo de cigarro em si, mas sim, o acesso, experimentação e uso (consumo contínuo) do cigarro. Esta variável apresentou 191 observações perdidas, ou 0,2% da população do estudo. Dada a baixa representatividade, optou-se por manter as observações perdidas. A variável quando assume o valor 1 não desassocia o uso esporádico do uso contínuo do cigarro entre os adolescentes. Legalmente não deveria haver o consumo de cigarro, já que a sua venda é proibida para menores de idade. A interpretação adotada neste estudo é de acesso do cigarro pelo adolescente.

As estimativas foram realizadas por meio de uma regressão logística PROBIT, que usa Máxima Verosimilhança (MV), pois a estimativa por Mínimos Quadrados Ordinários não é confiável em função da necessidade de uma estimativa não linear. A interpretação do modelo PROBIT é assemelhada a um modelo multivariável linear, com o cuidado com a interpretação dos coeficientes estimados, que não apresentam de forma direta a elasticidade da variável dependente em termos de taxa de mudança da variável independente. Esta re-

lação é calculada separadamente. As demais exigências do modelo são iguais: os dados devem ter distribuição normal e linear, os erros devem ser homocedásticos e as variáveis devem ser exógenas com baixa correlação entre si, para evitar problemas de multicolinearidade.

As variáveis explicativas são: a) idade do adolescente, como o grupo de controle é limitado, a idade fica entre onze e dezenove anos, o que torna esta variável discreta, mesma sendo contínua dentro de um intervalo limitado, b) a escolaridade da mãe, com valores entre zero (0) a seis (6), c) a presença de mãe e de pai que fumam (respectivamente 1 se fumam e 0 se não fumam para ambas as variáveis) e, d) o gênero do adolescente (masculino e feminino), e) localização: na capital (valor 1) ou interior (valor zero), f) raça do adolescente: branca (valor 1) ou preta (valor zero). Todas as variáveis independentes são discretas e apresentam características do adolescente como sua idade e gênero e características da família.

De forma resumida a estimativa a ser verificada empiricamente é:

$$\begin{aligned} \text{Cigarro}_i = & \alpha_1 + \alpha_2 \text{Idade}_i + \alpha_3 \text{Escolaridade Mãe}_i \\ & + \alpha_4 \text{Pai Fumante}_i + \alpha_5 \text{Mãe Fumante}_i + e \end{aligned} \quad (1)$$

As demais variáveis podem ser introduzidas na equação (1) diretamente ou multiplicadas, formando sub extratos para serem analisados. Como o banco de dados apresenta mais de cem mil observações, o modelo se torna robusto e as suas conclusões são representativas para os todos os estudantes brasileiros, conforme a própria pesquisa do IBGE afirma (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE 2016).

Com a multiplicação da variável escolaridade da mãe com a presença de fumo da mãe formou-se a variável denominada escolaridade da mãe que fuma (com valores da escolaridade entre 1 e 6 e zero se a mãe não fuma). Ainda é possível verificar a localização e a raça do indivíduo. De forma geral é possível verificar as seguintes relações: i) escolaridade da mãe com filho na capital (zero para mães com filhos no interior); ii) escolaridade da mãe com filho no interior (zero para mães com filhos na capital); iii) escolaridade da mãe com filho da raça branca; iv) escolaridade da mãe com filho da raça preta.

O modelo a ser estimado fica:

$$\begin{aligned} \text{Cigarro}_i = & \alpha_1 + \alpha_2 \text{Idade}_i + \alpha_3 \text{Escolaridade Mãe}_i \\ & + \alpha_4 \text{Pai Fumante}_i + \alpha_5 \text{Mãe Fumante}_i \\ & + \alpha_6 \text{Escolaridade Mãe Capital}_i \\ & + \alpha_7 \text{Escolaridade Mãe Interior}_i \\ & + \alpha_8 \text{Escolaridade Mãe Branca}_i \\ & + \alpha_9 \text{Escolaridade Mãe Preta}_i + e \end{aligned} \quad (2)$$

As estatísticas descritivas e a distribuição das variáveis são apresentadas na próxima seção.

### **Estatísticas Descritivas**

As estatísticas descritivas das variáveis estimadas são apresentadas na tabela a seguir.

**Tabela 1:** Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Média	Desvio Padrão	Observações	Percentual	Valores perdidos	Percentual
Cigarro	0,18	0,387	18.723	18,4	191	0,2
Idade	14,33	1,062	102.072	100,0	0	0,0
Pai que fuma	0,13	0,333	12.942	12,7	0	0,0
Mãe que fuma	0,07	0,263	7.620	7,5	0	0,0
Capital	0,50	0,50	51.192	50,2	0	0,0
Interior	0,50	0,50	50.880	49,8	0	0,0
Masculino	0,48	0,50	49.290	48,3	0	0,0
Feminino	0,52	0,50	52.782	51,7	0	0,0
Branca	0,33	0,471	33.775	33,1	0	0,0
Preta	0,13	0,332	12.849	12,6	0	0,0
Escolaridade da mãe	4,28	2,305	76.638	75,08	25.434	24,91
Escolaridade mãe que fuma	3,67	1,999	5.429	5,31	0	0,0
Escolaridade mãe raça branca	4,72	2,022	26.217	25,68	0	0,0
Escolaridade mãe raça preta	3,87	1,975	9.082	8,90	0	0,0
Escolaridade mãe capital	4,68	4,688	39.247	38,45	0	0,0
Escolaridade mãe interior	3,85	2,030	37.391	36,63	0	0,0

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do IBGE (2015).

As informações da distribuição apresentadas na Tabela 1 mostram a média e o desvio-padrão de todas as variáveis utilizadas nas estimativas. Para as variáveis binárias estas informações são pouco relevantes. Para as variáveis de escolaridade da mãe elas são importantes. Percebe-se que a escolaridade média da mãe que fuma é inferior a escolaridade média de todas as mães. Igualmente a escolaridade média das mães com filho da raça branca é superior às mães com filhos da raça preta. Essa diferença também é verificada na escolaridade das mães que residem na capital, bem maior em relação às mães que residem no interior.

O número de observações pode ser verificado na Tabela 1. A variável dependente “estudantes do nono ano do ensino básico que experimentaram cigarro” apresenta 18.723 observações, que correspondem a 18,4% do total de 102.072 estudantes entrevistados na pesquisa, com idade média de 14,33 anos. O número de estudantes que experimentaram cigarro é superior ao número de estudantes com pai ou mãe que fumam, respectivamente de 12.942 (12,7%) e 7.620 (7,5%) no total de observações.

Outra importante informação da Tabela 1 é o número de observações perdidas. Duas variáveis apresentam dados perdidos: a experimentação de cigarro (variável dependente) e a escolaridade da mãe. A experimentação de cigarro apresentou 191 observações perdidas, o que representa 0,2% da população da pesquisa, o que torna os dados perdido irrelevantes para comprometer as estimativas. Rodrigues & Paulo (2014) sugerem que as observações com dados perdidos devem ser eliminadas, já Hair et al. (2005) comentam que a baixa participação de dados perdidos não afetam o resultado e podem ser mantidos. Optou-se pela manutenção das observações com dados perdidos para a variável dependente.

Já a variável Escolaridade da Mãe apresentou 25.434 observações ausentes, o que representa 24,91% do total de observações. Estatisticamente as observações perdidas não comprometem a significância dos parâmetros estimados, mas podem comprometer a robustez do modelo, já que os valores ausentes

podem estar correlacionados com outras variáveis, por exemplo, apenas os estudantes do interior podem ter respondido que não sabem a escolaridade da mãe, o que enviesaria os resultados. Além disso, ela forma as outras escolaridades, que foram originadas pela multiplicação desta variável com as características dos estudantes (localização e raça), o que poderia enviesar os resultados.

A solução, conforme Hair et al. (2005), foi criar uma variável binária que represente os dados perdidos da escolaridade da mãe para testar a correlação dela com as demais variáveis (1 para dados perdidos, 0 para observações válidas). Se a correlação for baixa, os dados perdidos não enviesam o modelo, caso contrário, eles devem ser recuperados. No anexo está a Tabela A.1 com os valores de correlação parcial entre todas as variáveis do modelo e a variável de teste da escolaridade da mãe. Os resultados mostram que os dados perdidos da escolaridade da mãe são aleatórios, o que não compromete as estimativas e, conforme Hair et al. (2005), podem ser mantidos no modelo a ser estimado. Se o resultado fosse de alta correlação entre os dados perdidos e as demais variáveis, eles deveriam ser eliminados (Rodrigues & Paulo 2014) ou transformados (Hair et al. 2005).

A presença de dados perdidos não compromete a robustez das estimativas, mas reduz o número de observações e afeta as demais variáveis derivadas dela. Como as variáveis de perfil dos estudantes não apresentaram problemas de alta correlação, as variáveis de escolaridade da mãe mantêm o diagnóstico da variável original e não afetam as estimativas realizadas.

As informações da Tabela A.1 ainda mostram uma correlação perfeita negativa entre variáveis binárias originadas da mesma variável, como masculino e feminino, capital e interior, branca e preta. Estas variáveis não podem ser estimadas juntamente, o que forma multicolinearidade.

## Estimativas

As estimativas realizadas estão na Tabela 1 a seguir. Foram realizadas seis estimativas. A primeira estimativa segue a equação (1), em seguida foram adicionados alguns controles (instrumentos).

Os valores estimados apresentam resultados sólidos e com significância estatística. A robustez pode ser verificada nos valores de alguns testes apresentados. Todos os modelos estimados apresentam o teste likelihood-ratio com significância estatística ( $p = 0,000$ ), a hipótese de adequação dos valores estimados é aceita e rejeita-se a hipótese nula de que as estimativas são nulas ou omitidas. Esta mesma conclusão é validada pelos testes de ajuste do modelo de Pearson e de Hosmer-Lemeshow, ambos com distribuição Qui-Quadrado apresentados na Tabela 1. Os valores observados estão próximos dos valores esperados para todas as estimativas realizadas.

As previsões alcançadas pelas estimativas realizadas ficaram em torno de 81%. A adequação entre os valores previstos e as observações aumenta a robustez das estimativas, cujos valores da Curva ROC ficaram acima de 0,6. Essa robustez é advinda do grande número de observações, da normalidade dos dados (testes de Wald e de Doornik-Hansen), assim como a presença de erros homocedásticos.

As estimativas realizadas são semelhantes nas equações, tanto nas estatísticas, como nos parâmetros. De forma geral, o aumento da idade do estudante e

**Tabela 2:** Estimativas da experimentação ou uso de cigarro entre adolescentes da nona série no ano de 2015

	I	II	III	IV	V	VI
Constante	-4,141649* (-54,41)	-4,195547* (-54,67)	-3,980532* (-51,10)	-4,128732* (-54,18)	-4,111866* (-63,14)	-4,143522* (-54,41)
Idade	0,222406* (44,64)	0,2208417* (43,82)	0,2207061* (43,82)	0,2223386* (44,63)	0,2185528* (49,05)	0,2231091* (44,75)
Escolaridade da mãe	-0,0073346* (-2,68)	-0,014259* (-5,08)	-0,0132671* (-4,69)	-0,0101319* (-3,54)		
Escolaridade mãe fumante				0,0329382* (3,47)		
Mãe fuma	0,3768971* (19,57)	0,3768184* (19,53)	0,3775307* (19,57)	0,255073* (6,35)	0,3707262* (21,26)	0,3756393* (19,50)
Pai fuma	0,2658338* (17,16)	0,2704879* (17,43)	0,2705779* (17,44)	0,2646112* (17,07)	0,2589506* (18,35)	0,2671222* (17,24)
Capital		0,1281071* (11,64)				
Interior			-0,1285682* (-11,68)			
Masculino		0,0687934* (6,34)				
Feminino			-0,0711156* (-6,56)			
Preta		0,0387092** (2,38)				
Branca			-0,0425939* (-3,68)			
Escolaridade mãe capital						-0,0030409 (-1,08)
Escolaridade mãe interior						-0,0174777* (-5,43)
Escolaridade mãe branca					-0,0083625* (-3,85)	
Escolaridade mãe preta					0,0083301* (2,23)	
Observações	76.542	76.542	76.542	76.542	90.607	76.542
LR chi2	2.952,05	3.135,79	3.143,70	2.964,05	3.366,54	2.988,92
Log likelihood	-35.162,542	-35.070,675	-35.066,72	-35.156,545	-41.678,996	-35.144,109
Pseudo R2	0,0403	0,0428	0,0429	0,0404	0,0388	0,0408
Wald	2.937,76	3.100,52	3.107,29	2.947,89	3.349,08	2.969,86
Pearson $\chi^2$	898,43	1.880,27	1.930,14	883,93	988,78	1.236,84
Hosmer-Lemeshow $\chi^2$	284,98	139,68	127,74	259,07	201,42	235,55
Classificação correta	81,18%	81,37%	81,36%	81,22%	81,23%	81,21%
Curva ROC	0,6498	0,6524	0,6522	0,6497	0,6446	0,6515
Doornik Hansen $\chi^2$	2.56e+06	2.32e+06	1,85e+06	2,39e+06	2.87e+06	1,71e+06

Estatística Z entre parênteses. \* significativo a 1%. \*\* significativo a 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do IBGE (2015).

ter mãe ou pai que fumam apresentam sinal positivo, o que indica aumento na chance de estudante ter experimentado cigarro. O aumento na escolaridade da mãe permaneceu negativo, o que indica que o seu aumento está associado com a não experimentação de cigarro pelos adolescentes.

As demais variáveis ficaram divididas. A cor da pele do estudante branca ficou associada com a não experimentação de cigarro, já a cor de pele preta ficou com o sinal positivo, indicando experimentação de cigarro. Não existe uma variável de renda na pesquisa, portanto não há como relacionar as diferenças de renda com o uso ou experimentação de cigarro, mas a variável cor de pele pode estar associada a diferenças na distribuição da renda dos indivíduos. Estudos que verificaram a diferença de remuneração dos trabalhadores (Campante et al. 2004) e distribuição de renda (Cacciamali & Hirata 2005) identificam essa distribuição para a raça. Neste sentido, esta variável pode ser interpretada como uma *proxy* da renda dos adolescentes: o uso e experimentação de cigarro aumenta nas faixas de renda menor (preta) e diminui com a renda maior (branca).

A localização da escola do adolescente também apresentou diferenças. Os adolescentes do interior apresentaram sinal estimado negativo, enquanto os da capital o sinal estimado é positivo. Este resultado indica que a incidência do uso de cigarro pelos adolescentes é maior na capital e menor no interior. A mesma interpretação é verificada no controle por gênero. Adolescentes do gênero masculino apresentam sinal estimado positivo, enquanto as adolescentes o sinal estimado foi negativo. Diante destes resultados surge a seguinte pergunta: será que o uso e experimentação de cigarro por adolescentes do ensino fundamental é maior na capital, entre adolescentes do gênero masculino e de renda baixa (cor preta, na periferia)? Existem evidências nos resultados estimados com os dados do estudo que indicam que sim. O problema de saúde pública atinge mais uma faixa da população de estudantes, o que demanda políticas públicas específicas e não generalistas para tratar do problema de saúde dos adolescentes brasileiros.

Os resultados estimados estão de acordo com as pesquisas que exploram os fatores determinantes da saúde do adolescente. O aumento do capital humano está relacionado com uma menor taxa de experimentação ou uso de cigarro, como indicam Grossman (1972) e Sander (1995). No caso deste estudo, a relação depende do capital humano dos pais. Ter amigos e pais que fumam aumentam as chances do adolescente também fumar, conforme indicam os estudos de Schaefer et al. (2012) e Bricker et al. (2006) para a influência dos amigos e de Scragg et al. (2003) para a influência dos pais sobre a experimentação de cigarro entre os adolescentes. Ambas as influências são verificadas para o Brasil no estudo de Urrutia-Pereira et al. (2017). Os resultados aqui estimados mostram que ter pais fumantes aumentam chance do adolescente experimentar ou usar cigarro.

As estimativas com a escolaridade da mãe com controle do perfil do adolescente mantiveram os sinais relacionados com as variáveis originais. A escolaridade da mãe de adolescente de pele branca e residentes no interior apresenta sinal estimado negativo, o que os relaciona com o não uso ou experimentação de cigarro. A escolaridade da mãe de adolescente de pele preta apresenta sinal estimado positivo, o que os relaciona com o uso e experimentação de cigarro. A escolaridade da mãe de adolescentes da capital não foi significativa estatisticamente.

A próxima tabela apresenta os valores dos efeitos marginais das variáveis



estimados sobre a probabilidade do adolescente ter experimentado cigarro.

**Tabela 3:** Estimativas dos efeitos marginais após a estimativa (dy/dx)

	I	II	III	IV	V	VI
Idade	0,05667874* (45,96)	0,0562584* (45,07)	0,0562184* (45,07)	0,0567621* (45,95)	0,0558897* (50,54)	0,0569418* (46,08)
Escolaridade da mãe	-0,0018728* (-2,68)	-0,0036324* (-5,08)	-0,0033794* (-4,69)	-0,0025866* (-3,55)		
Escolaridade mãe fumante				0,008409* (3,47)		
Mãe fuma	0,0962339* (19,67)	0,0959927* (19,64)	0,0961649* (19,67)	0,065119* (6,35)	0,0948044* (21,37)	0,0958705* (19,60)
Pai fuma	0,0678759* (17,22)	0,0689055* (17,50)	0,0689218* (17,51)	0,0675541* (17,14)	0,0662205* (18,42)	0,0681748* (17,30)
Capital		0,0326347* (11,65)				
Interior			-0,0322794* (-11,70)			
Masculino		0,0175248* (6,34)				
Feminino			-0,0181146* (-6,57)			
Branca			-0,0108496* (-3,68)			
Preta		0,009861** (2,38)				
Escolaridade mãe capital						-0,0030409 (-1,08)
Escolaridade mãe interior						-0,0044607* (-5,43)
Escolaridade mãe branca					-0,0021385* (-3,85)	
Escolaridade mãe preta					0,0021302* (2,23)	

Estadística Z entre parênteses. \* significativo a 5%, \*\* significativo a 10%.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2016).

As estimativas com os efeitos marginais identificam os mesmos sinais das estimativas do modelo em PROBIT, bem como a mesma significância estatística. Para cada ano a mais do adolescente, a probabilidade média de experimentação ou uso de cigarro aumenta em média 5,6% em relação aos adolescentes mais novos.

De forma geral, um pai que fuma aumenta entre 6 e 7% as chances do adolescente também fumar. A influência da mãe é maior e fica em 9,5%. A influência da escolaridade da mãe é negativa, mas seu valor é pequeno, girando entre 0,2 e 0,36% a possibilidade redução do adolescente experimentar cigarro para cada período de estudo a mais da mãe. Já a escolaridade da mãe que fuma aumenta em quase 1% a probabilidade do estudante experimentar cigarro.

A escolaridade da mãe com filho branco e com filho preto apresenta probabilidade de 0,02%, negativa e positiva respectivamente. A escolaridade da mãe no interior reduz em 0,04% a chance do estudante experimentar cigarro. Novamente aqui as diferenças de localização e de raça moldem ser interpretadas como diferenças de renda, onde o interior e raça branca apresentam

menores possibilidades de experimentação de cigarro em relação a capital e a raça preta.

Com estes resultados, percebe-se que a influência da escolaridade da mãe é bem menor em relação aos pais fumantes e a idade do estudante. Mesmo com diferenças de valores de influência, as estimativas apontam para a necessidade de se pensar políticas públicas para a saúde do escolar brasileiro. Esta questão é discutida na conclusão a seguir.

## **Conclusão**

Este artigo analisou a relação entre o uso ou experimentação de cigarro entre os adolescentes do nono ano do ensino fundamental das escolas brasileiras em todos os estados no ano de 2015, nas capitais e municípios do interior em função de características dos pais, como fumar e a escolaridade da mãe, assim como características do estudante, como a sua idade, gênero e raça.

Os resultados estimados confirmando a relação negativa entre a escolaridade da mãe e o uso ou experimentação de cigarro do adolescente, quanto mais a mãe estudou, menor a probabilidade do adolescente ter experimentado cigarro. Outras evidências encontradas mostram diferenças regionais entre capital e interior e diferenças nas características dos adolescentes, como idade, raça e presença de pai ou mãe fumantes na influência sobre o uso ou experimentação de cigarro entre os adolescentes do nono ano do ensino básico no Brasil.

Estes resultados estão em sintonia com a literatura que estuda capital humano na Economia e em disciplinas das áreas de Saúde e Comportamento. De maneira geral, os filhos são receptivos aos incentivos dos pais e o aumento do capital humano destes implica em melhores condições de vida para os adolescentes, já que algumas escolhas, como os cuidados com a saúde extrapolam a questão financeira e são relacionados com decisões que são tomadas por consciência e que aumentam com a escolaridade dos indivíduos. Na área de políticas públicas, as estimativas reforçam o debate sobre o papel fundamental da educação no processo de desenvolvimento, bem como o efeito de transbordamentos positivos sobre outras áreas, como a saúde. O papel da escolaridade da mãe pode ser um destaque no estudo realizado. Percebe-se que o investimento em educação gera efeitos positivos na área de saúde, o que no longo prazo reduz os gastos públicos com tratamentos de câncer de pulmão e outras doenças associadas ao uso contínuo do cigarro, que se inicia na fase da adolescência.

Outro ponto positivo é a contribuição deste artigo no debate sobre a orientação de políticas públicas na área de saúde preventiva de combate ao cigarro. Conforme as estimativas o gênero masculino e de cor preta estão mais suscetíveis à experimentação do cigarro, portanto, as campanhas preventivas podem ser orientadas para este público. Assim como o destaque no papel da mãe na saúde dos adolescentes escolares.

Os resultados encontrados devem ser interpretados com cuidado. A variável dependente não faz distinção entre o uso contínuo e a experimentação do cigarro entre os adolescentes. Porém, a literatura da área de saúde demonstra que os adultos fumantes iniciaram a experimentação de cigarro por volta dos 12 anos de idade. Os gastos na área de saúde com o tratamento de doenças associadas ao fumo pode sofrer redução por meio do aumento do capital

humano. Em outras palavras, este artigo contribui com a conclusão de que o investimento em capital humano gera externalidades positivas na área de prevenção ao fumo. Portanto, o incentivo ao aumento da escolaridade dos indivíduos não se resume a uma questão econômica ou social, ela se estende à saúde dos indivíduos também.

## Referências Bibliográficas

- Alves, M., Temporini, E. & Kara-José, N. (2000). Atendimento oftalmológico de escolares do sistema público de ensino no município de São Paulo – aspectos médico-sociais. *Arquivos Brasileiros de Oftalmologia*, São Paulo, v. 63, p. 359-363.
- Barnes, G. & Farrell, M. (1992). Parental support and control as predictors of adolescent drinking, delinquency, and related problem behaviors. *Journal of Marriage and Family*, Hoboken, v. 54, p. 763-776.
- Black, S. E., Devereux, P. J. & Salvanes, K. G. (2003). *Why the Apple doesn't fall far: understanding the intergenerational transmission of human capital*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. (Working Paper n. 10066).
- Blossfeld, H. & Huinink, J. (1991). Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation. *American Journal of Sociology*, Chicago, v. 97, p. 143-168.
- Bockerman, P. & Maczulskij, T. (2015). The education health nexus: fact and fiction. *Social Science & Medicine*, Amsterdam, v. 150, p. 112-116.
- Bowman, M. (1962). The social returns' to education. *International Social Science Journal*, Hoboken, v. 14, p. 647-659.
- Bricker, J. B., Peterson Jr, A. V., Andersen, M. R., Rajam, K. B., Leroux, B. G. & Sarason, I. G. (2006). Childhood friends who smoke: do they influence adolescents to make smoking transitions? *Addict Behavior*, Amsterdam, v. 31, p. 889-900.
- Cacciamali, M. & Hirata, G. I. (2005). A influência da raça e do gênero nas oportunidades de obtenção da renda – uma análise da discriminação em mercados de trabalho distintos: Bahia e São Paulo. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 35, p. 767-795.
- Campante, F. R., Crespo, A. R. V. & Leite, P. G. (2004). Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 58, p. 185-210.
- Coleman, J. S. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, Chicago, v. 94, p. s96-s120.
- Costa, M. C. O., Carvalho, R. C., Souza, H. L., Souza, K. E. P., Santos, C. A. S. T. & Alves, M. V. Q. M. (2007). Experimentação e uso regular de bebidas alcoólicas, cigarros e outras substâncias psicoativas – SPA na adolescência. *Ciência da Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 12, p. 1143-1154.

Debeauvais, M. (1962). The concept of human capital. *Internacional Social Science Journal*, Hoboken, v. 14, p. 660-675.

Desai, S. & Alva, S. (1998). Maternal education and child health: is there a strong causal relationship? *Demography*, Durham, v. 35, p. 71-81.

Etile, F. & Jones, A. M. (2011). Schooling and smoking among the baby boomers: an evaluation of the impact of educational expansion in France. *Journal of Health Economics*, Amsterdam, v. 30, p. 811-831.

Farias Júnior, J. C., Lopes, A. S., Mota, J. & Hallal, P. C. (2012). Prática de atividade física e fatores associados em adolescentes no Nordeste do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 46, p. 505-515.

Fraga, S., Ramos, E. & Barros, H. (2006). Uso de tabaco por estudantes adolescentes portugueses e fatores associados. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 40, p. 1-7.

Garcia, D. M., Mekitarian Filho, E., Gilio, A. E., Lotufo, J. P. B. & Lo, D. S. (2015). Estado nutricional, autopercepção do estado nutricional e experimentação de drogas ilícitas em adolescentes. *Revista Paulista de Pediatria*, São Paulo, v. 33, p. 332-339.

Gesser, H. C., Peres, M. A. & Marcenes, W. (2001). Condições gengivais e periodontais associadas a fatores socioeconômicos. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 35, p. 289-293.

Glick, P. & Sahn, D. E. (2000). Schooling of girls and boys in a West African country: the effects of parental education, income, and household structure. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 19, p. 63-87.

Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 80, p. 223-255.

Guryan, J., Hurst, E. & Kearney, M. (2008). Parental education and parental time with children. *Journal of Economic Perspectives*, Nashville, v. 22, p. 23-46.

Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (2005). *Análise multivariada de dados*. Porto Alegre: Bookman.

Horta, B. L., Calheiros, P., Pinheiro, R. T., Tomasi, E. & Amaral, K. C. (2001). Tabagismo em adolescentes de área urbana na região Sul do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 35, p. 159-164.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2016). *Pesquisa Nacional de Saúde do escolar 2015*. Rio de Janeiro: IBGE.

Lamerz, A., Kuepper-Nybelen, J., Wehle, C., Bruning, N., Trost-Brinkhues, G., Brenner, H., Hebebrand, J. & Herpertz-Dahlmann, B. (2005). Social class, parental education, and obesity prevalence in a study of six-year-old children in Germany. *International Journal of Obesity*, v. 29, p. 373-380.

Lewis, W. A. (1962). Education and economic development. *International Social Science Journal*, Hoboken, v. 14, p. 685-699.

Machado Neto, A. S., Andrade, T. M., Napoli, C., Abdon, L. C. S. L., Garcia, M. R. & Bastos, F. I. (2010). Determinantes da experimentação do cigarro e do início precoce do tabagismo entre adolescentes escolares em Salvador (BA). *Jornal Brasileiro de Pneumologia*, Brasília, v. 36, p. 674-682.

Machado Neto, A. S. & Cruz, A. A. (2003). Tabagismo de adolescentes escolares de Salvador-Bahia. *Jornal Brasileiro de Pneumologia*, Brasília, v. 29, p. 264-272.

Malcon, M. C., Menezes, A. M. B. & Chatkin, M. (2003). Prevalência e fatores de risco para tabagismo em adolescentes. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 37, p. 1-7.

Rodrigues, A. & Paulo, E. (2014). Introdução à análise multivariada. In: Corrar, L. J. and Paulo, E. and Dias Filho, J. M. (orgs.) *Análise multivariada: para cursos de administração, ciências contábeis e economia*. São Paulo: Atlas. p. 1-72.

Rosenzweig, M. R. (1990). Population growth and human capital investments: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 98, p. s38-s70.

Sander, A. (1995). Schooling and smoking. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 14, p. 23-33.

Santos, I., César, J. A., Minten, G., Valle, N., Neumann, N. A. & Cercato, E. (2004). Prevalência e fatores associados à ocorrência de anemia entre menores de seis anos de idade em Pelotas, RS. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, São Paulo, v. 7, p. 403-415.

Schaefer, D. R., Haas, S. A. & Bishop, N. J. (2012). A dynamic model of US adolescents' smoking and friendship networks. *American Journal of Public Health*, Washington, v. 102, p. 12-8.

Schultz, T. P. (1994). Human capital, family planning, and their effects on population growth. *American Economic Review*, Nashville, v. 84, p. 255-260.

Scragg, R., Lahegesen, M. & Robinson, E. (2003). Parental smoking and related behaviors influence adolescents tobacco smoking: results from the 2001 New Zealand national survey of 4th form students. *New Zealand Medical Journal*, Wellington, v. 116, p. U707.

Silles, M. (2015). The causal effect of schooling on smoking behavior. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 48, p. 102-116.

Silva, M. P., Silva, R. M. V. G. & Botelho, C. (2008). Fatores associados à experimentação do cigarro em adolescentes. *Jornal Brasileiro de Pneumologia*, Brasília, v. 34, p. 927-935.

Stevenson, D. L. & Baker, D. P. (1987). The family-school relation and the child's school performance. *Child Development*, Hoboken, v. 5, p. 1348-1357.

Thomas, D. (1994). Like father, like son and like mother, like daughter: parental resources and child height. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 29, p. 950-988.

Thomas, D., Strauss, J. & Henriques, M. H. (1991). How does mother's education affect child height?. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 26, p. 183-211.

Urrutia-Pereira, M., Oliano, V. J., Aranda, C. S., Mallol, J. & Sole, D. (2017). Prevalence and factors associated with smoking among adolescents. *Jornal de Pediatria*, Porto Alegre, v. 93, p. 230-237.

Tabela A.1: Correlação de Pearson entre as variáveis

	Idade	Cigarro	Capital	Interior	Masculino	Feminino	Branca	Preta	Mãe fuma	Pai fuma	Teste Mãe
Idade	1	0,172**	-0,081**	0,081**	0,097**	-0,097**	-0,070**	0,077**	0,050**	0,038**	0,039**
Cigarro	0,172**	1	0,024**	-0,024**	0,033**	-0,033**	-0,029**	0,026**	0,073**	0,058**	-0,005
Capital	-0,081**	0,024**	1	-1,000**	0,006	-0,006	0,019**	0,015**	0,000	-0,028**	-0,037**
Interior	0,081**	-0,024**	-1,000**	1	-0,006	0,006	-0,019**	-0,015**	0,000	0,028**	0,037**
Masculino	0,097**	0,033**	0,006	-0,006	1	-1,000**	0,029**	0,058**	-0,025**	-0,011**	0,023**
Feminino	-0,097**	-0,033**	-0,006	0,006	-1,000**	1	-0,029**	-0,058**	0,025**	0,011**	-0,023**
Branca	-0,070**	-0,029**	0,019**	-0,019**	0,029**	-0,029**	1	-0,267**	-0,015**	-0,017**	-0,041**
Preta	0,077**	0,026**	0,015**	-0,015**	0,058**	-0,058**	-0,267**	1	0,023**	0,007*	0,039**
Mãe fuma	0,050**	0,073**	0,000	0,000	-0,025**	0,025**	-0,015**	0,023**	1	-0,108**	0,025**
Pai fuma	0,038**	0,058**	-0,028**	0,028**	-0,011**	0,011**	-0,017**	0,007*	-0,108**	1	0,017**
Teste mãe	0,039**	-0,005	-0,037**	0,037**	0,023**	-0,023**	-0,041**	0,039**	0,025**	0,017**	1

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2016).

\*\* significativo a 0,01%. \* significativo a 0,05%.





# THE ROLE OF INTERNATIONAL RESERVES ON REAL EXCHANGE RATE: A PANEL DATA ANALYSIS

FLÁVIO VILELA VIERA\*  
CLEOMAR GOMES DA SILVA†

## Abstract

This article analyzes whether the accumulation of international reserves affects real exchange rates for a set of 57 economies. Panel ARDL estimations, for annual data from 1994 to 2017, show that higher (lower) levels of international reserves cause appreciation (depreciation) of exchange rate and reduce (increase) its volatility, in the long run. As for the error-correction related to deviations from the long run, short run adjustments in exchange rate volatility occur at a much faster rate than corrections in the exchange rate level. The Balassa-Samuelson effect, inflation and inflation differential also play significant roles, whereas monetary independence is partially important. Public debt is significant in all estimated models for real effective exchange rate, with negative (positive) coefficient when using inflation (inflation differential), with positive coefficient for the exchange rate volatility models, changing coefficient sign when monetary independence is included.

**Keywords:** international reserves, real exchange rate; panel ARDL.

**JEL codes:** F31, C23, C58.

## Resumo

Este artigo analisa o efeito da acumulação de reservas internacionais nas taxas reais de câmbio de 57 países. Para dados anuais de 1994 a 2017, as estimações via Painel ARDL mostram que níveis mais elevados (baixos) de reservas causam apreciação (depreciação) cambial e reduzem (aumentam) sua volatilidade, no longo prazo. Quanto à correção de erros relacionados aos desvios de longo prazo, ajustes de curto prazo na volatilidade cambial ocorrem de forma mais rápida que correções no nível da taxa de câmbio. Efeito Balassa-Samuelson, inflação e diferencial da inflação também são relevantes. Já a independência monetária tem relevância parcial. Dívida pública é significativa em todos os modelos estimados para a taxa de câmbio real efetiva, com coeficientes negativos (positivos) quando se inclui inflação (diferencial de inflação), com coeficientes positivos para os modelos de volatilidade cambial, com mudança de sinal do coeficiente quando a variável independência monetária é incluída.

**Palavras-chave:** reservas internacionais; taxa de câmbio real; painel ARDL.

**Códigos JEL:** F31, C23, C58.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea180445>

\* Federal University of Uberlândia (PPGE- IERI-UFU) & CNPq Associate Researcher, Brazil. E-mail: [flaviovieira@ufu.br](mailto:flaviovieira@ufu.br); [orcid.org/0000-0001-9316-7990](https://orcid.org/0000-0001-9316-7990).

† Federal University of Uberlândia (PPGE-IERI-UFU) & CNPq Associate Researcher, Brazil. E-mail: [c1eomargomes@ufu.br](mailto:c1eomargomes@ufu.br); [orcid.org/0000-0002-1543-9097](https://orcid.org/0000-0002-1543-9097).

Both authors thank CNPQ and FAPEMIG for financial support.

## Introduction

Capital flows, accumulation of international reserves and, consequently, exchange rate movements are key elements in many economies nowadays. They influence, and are influenced, by domestic economic policies such as monetary and fiscal policies. In particular, countries without a comfortable cushion of international reserves are more susceptible to the effects coming from negative external shocks. On the other hand, high levels of foreign reserves, usually coming by capital inflows, can cause considerable impact on the exchange rate. Therefore, there must be an equilibrium between these important variables, and a policymaker must be aware that one affects another, and vice-versa.

In fact, there has been a growing discussion related to analyzing how international reserves affect real exchange rate movements. Some of the works have focused on analyzing exchange rate levels. This is the case of Frenkel (1978, 1980), Edwards (1984), Flood et al. (1998), Rodrik (2006), for instance, as we will see in the literature revision.

Nevertheless, not only is the level of real exchange rate important, but also its volatility is crucial, as reported by the results found in Hviding et al. (2004) and Vieira et al. (2013), for example. Volatility is certainly a considerable source of obstruction for investment and trade and, as a result, for economic growth. However, the majority of articles measures exchange rate volatility by means of a non-conditional standard deviation. This brings considerable limitations to any empirical analysis and restricts all empirical analysis related to the role of international reserves on the level and volatility of exchange rate.

This article aims to analyze the effect of international reserves on real exchange rate (level and volatility) for a group of 57 advanced and emerging economies. Our argument is that those countries accumulate international reserves as a cushion against external shocks, even though reserves affect both level and volatility of exchange rate. For annual data ranging from 1994 to 2017, we apply a Panel ARDL (Pooled Mean Group) Cointegration Approach as econometric methodology to examine the following variables: real exchange rate (level and volatility), real per capita GDP, CPI inflation rate, inflation differential and monetary independence index. We consider a higher exchange rate level an indication of appreciation, whereas a lower level indicates depreciation. As for inflation differential, it is the difference of each country's CPI inflation relative to the US CPI inflation rate.

Our Panel ARDL cointegration estimations show that, in the long run, higher levels of international reserves have significant and positive effects on both level and volatility of real exchange rate. The opposite applies for lower levels of international reserves. The outcomes are also robust for different model specifications. When short run adjustments are considered, there are differences in the results. While the exchange rate level estimations suggest a yearly average correction of 17.2% of a long-run deviation, exchange rate volatility estimations show a much faster correction, an average of 61.9% within a year. There is also evidence that the following control variables (Balassa-Samuelson GDP effect, inflation, and inflation differential) affect both level and volatility of real exchange rate, whereas the influence coming from monetary independence is partial. Public debt is significant in all estimated models for real effective exchange rate, with negative (positive) coefficient when using inflation (inflation differential), with positive coefficient for the

exchange rate volatility models, changing coefficient sign when monetary independence is included.

Besides this introduction and conclusion, this article has four more sections. Section brings the literature related to the relationship between international reserves and real exchange rate level and volatility. Section describes the data and econometric approach. Section reports all empirical results, and the final section concludes.

## Literature Review

The literature on the effects of international reserves on real exchange rate is vast and it has been debated academically for decades. Frenkel (1978) examined what role international reserves played under different exchange rate regimes (pegged and managed floating). For the period 1963-1975, his analysis showed a difference in the demand for reserves between developed and less-developed countries. The conclusion was that the optimal degree of exchange rate flexibility depended on the stochastic nature of shocks (real and monetary, domestic and foreign shocks, for instance) faced by the economy. Frenkel (1980) extended his previous analysis until 1979, but found no change in the qualitative findings.

Edwards (1984) analyzed a sample of developing countries and concluded that not only did reserves movements respond to monetary factors, but also to differences between actual and desired reserves. Therefore, monetary considerations were important for estimating and analyzing models with international reserves. On a similar topic, Obstfeld et al. (2010) gathered more than 130 years of data to conclude that economic policies related to exchange-rate regime were still constrained by the monetary policy trilemma (a tradeoff among exchange stability, monetary independence, and capital market openness).

Jeanne & Rancière (2006) derived a formula of an optimal level of foreign reserves for a small open economy susceptible to sudden stops in capital flows. The authors argued that, with proper calibrations, their model could explain the magnitude of international reserves of many emerging market economies. Obstfeld et al. (2010) built an empirical financial-stability model based on financial stability and financial openness and found that international reserve stocks could be well predicted by exchange rate policy, financial openness, and access to foreign currency through debt markets. The size of domestic financial liabilities that could potentially be converted into foreign currency was also a good predictor of reserve stocks.

Aizenman & Lee (2007) showed that precautionary motives were important to emerging market economies, in their accumulation of international reserves. These reserves were usually increased when a more liberal capital account regime was in place, and they were also important to keep the economy going when sudden stops were about to happen. Aizenman & Hutchison (2012) found that, in spite of having accumulated high amounts of foreign reserves, prior to the crisis, emerging market countries chose not to lose them during the crisis, relying on more currency depreciation to absorb the shock.

Flood et al. (1998) focused on 12 Latin American countries, in the 1970s and 1980s, and showed how cycles in reserves and exchange rate premium could be a result of leakages between official and parallel foreign exchange

markets. Athukorala & Rajapatirana (2003) showed that, for the period ranging from 1985 to 2000, real exchange rate appreciation was much higher in Latin America than in Asia, despite foreign capital inflows to Asian countries being greater, compared to the size of their economies.

For the period ranging from 1980 to 1996, Aizenman & Marion (2003) used a sample of about 125 developing countries to analyze why Far East countries used to demand high amounts of international reserves, as opposed to some other developing countries. The authors found that, compared to other emerging markets, foreign reserves of Asian countries depended on the size and volatility of global transactions, as well as on exchange rate arrangements and political considerations. However, after the 1997 Asian financial crisis, the authors had to adapt their models to the new scenario. In that case, large precautionary demand for foreign reserves was related to countries showing high sovereign risk and costly tax system to cover fiscal expenditures. On the other hand, politically unstable developing nations tended to hold less reserves.

Aizenman & Riera-Crichton (2008) examined how real exchange rate was affected by international reserves, terms-of-trade shocks, and capital flows. The authors found that terms-of-trade shocks on real exchange rate were cushioned by international reserves. This was important in developing countries, particularly Asian economies and natural resource exporters. Gosh et al. (2014) focused particularly on Asian Pacific Rim economies, comparing them with other emerging market economies. Their results showed that such accumulation changed from a cushion against current account shocks, in the 1980s, to a cushion against capital account shocks, in the 1990s. Pacific Rim economies were also more prone to accumulating reserves against current account exposures, as opposed to capital account vulnerabilities. But they accumulated more reserves in general.

Rodrik (2006) argued that the rapid increase in international reserves in emerging market economies was more related to preventing exchange rate from appreciation and maintaining international trade competitiveness, than to a self-insurance motive. The author's results also showed that the costs of holding these reserves amount to an average of 1 p.p. of annual GDP in those countries. Reinhart & Reinhart (2011) examined the accumulation of international reserves of about 100 countries by making use of an interest-parity relationship to identify possible sources of exchange rate upward pressure, and how international reserve accumulation had been sterilized. The authors were only able to find some connection between capital inflow and low foreign interest rates. They also listed the major economic policies related to preventing exchange rate from appreciating, especially due to capital inflows. The necessity of a stable exchange rate led to more reserve accumulation. As a result, reserve requirements were one of the many tools usually applied to mitigate the consequence of accumulating foreign reserves.

Pina (2015) investigated the effect of international reserves accumulation in developing countries, based on data from 1970 to 2009. From 1987 on, the author found a different trend in the inflows of international reserves/GDP, compared to developed economies. The author examined why these different patterns occurred and argued that adequate levels of international reserves depended on what central banks did in developing countries, which was related to managing inflation and exchange rate and supporting the financial sector during periods of crises. The model's prediction showed distortions as-

sociated with how rigorous central bank constraints were, and with the magnitude of crisis and inflation dynamics. These distortions were crucial for the determination of international reserve levels.

Gregorio (2011) argued that reserves played a dissuasive role as they were accumulated as a safety cushion, but rarely used. The author also argued that reserve accumulation and exchange rate impacts could not be treated separately. This implied a challenge for central banks, as floating exchange rate regimes had to be coherent with the maintenance of an adequate level of reserves.

Dominguez et al. (2012) focused on a large panel of countries to investigate if differences in cross-country economic performance, after the 2008 financial crisis, could be related to pre-crisis foreign reserve accumulation, as well as decisions taken during the crisis regarding exchange rate and reserves. Their results showed that those countries which accumulated large amount of international reserves, before the crisis, were those with higher economic growth, after the crisis.

Bayoumi & Saborowski (2014) investigated the effects of international reserve intervention on the current account, particularly on the role played by of capital controls. The authors' results confirmed that capital controls are important for the impact of current account intervention. In particular, they found strong evidence that sterilized intervention is completely (partially) counterbalanced by capital outflows in economies without (with) capital controls. The authors concluded that the effects related to reserve accumulation has declined over time because many economies have decreased restrictions on their current account. Therefore, despite an increase in intervention, the influence on current account (% GDP) has been declining.

Aizenman et al. (2015) analyzed the effects of the 2008 financial crisis on international reserve hoarding. They found that, before the financial crisis (from 1999 to 2006), reserve accumulation was related to savings in developing and emerging markets. However, results from the post crisis period (from 2010 to 2012) showed a pattern change, especially related to the link between direct investment and reserve accumulation. For developed economies, higher savings were related to lower reserve levels, possibly because rich countries were channeling their funds to global financial markets. On the other hand, emerging market economies with low reserve accumulation experienced currency depreciation in 2012, due to the announcement of tapering quantitative easing.

Jeanne (2016) used a welfare-based model of capital flows with international banking frictions to analyze what role foreign reserves played in capital flow management. The author listed some stylized facts: i) "exorbitant privilege": emerging market countries must issue high-yield bonds to finance their low-yield assets, but they also need to accumulate reserves as a cushion against instability in advanced countries, and not because of their own weaknesses; ii) gross capital flows tend to exhibit more volatility than net flows, and that global factors, not domestic fundamentals, are responsible for the flow of capitals.

Regarding volatility, Hviding et al. (2004) focused on a panel of 28 emerging market economies, from 1986 to 2002. Their results showed that holding adequate reserves decreased exchange rate volatility. The importance of real exchange rate volatility on long-run GDP growth was analyzed by Vieira et al. (2013), who used a panel of 82 advanced and emerging economies, from 1970

to 2009, and concluded that more volatility affects economic growth negatively, and vice versa.

### Data and Econometric Approach

As mentioned previously, our main aim is to analyze how international reserves influence the level and volatility of real exchange rate, by means of a Panel ARDL Model Approach. We make use of a yearly database for a group of 57 countries (listed in Table 1), for the period ranging from 1994 to 2017.

The following variables will be analyzed:

- i) *lreer* = Real Effective Exchange Rate (2010 = 100). (Source: BIS).
- ii) *volreer* = Real Effective Exchange Rate Volatility.
- iii) *reserv* = International Reserves (% of GDP). (Source: IFS-IMF).
- iv) *gdp* = Real per Capita GDP relative to US. (Source: PENN World Table).
- v) *cpi* = CPI Inflation Rate (%). (Source: IFS-IMF).
- vi) *cpidif* = Inflation Differential relative to US. (%). (Source: IFS-IMF).
- vii) *monet* = Monetary Independence Index. (Source: Aizenman et al., 2018).
- viii) *debt* = Public Debt/GDP. (Source: IMF Historical Public Debt Database).

Real effective exchange rate is in logs. A higher (lower) value indicates an appreciation (depreciation). Real effective exchange rate volatility is estimated via ARCH-GARCH models, as it is explained in section Empirical Results (see Table 1). Monetary independence index comes from Aizenman et al. (2018). Higher (lower) values of the index mean more (less) monetary policy independence. The idea of including inflation differential as an explanatory variable is to analyze whether or not changes in real exchange rate are due to movements in domestic and foreign relative prices. If the answer is no, then nominal exchange rate is the variable responsible for relative price changes. Variable “real per capita GDP” is a proxy for productivity and captures the Balassa-Samuelson effect on real exchange rate (see Balassa (1964) and Samuelson (1964)). It means that countries with higher (lower) relative per capita income tend to face real exchange rate appreciation (depreciation) over time.

The explanatory variables (Reserves, GDP, Inflation, Inflation Differential, Monetary Independence and Public Debt) and their impact on Exchange Rate (level and volatility) can be described as follows. GDP captures the Balassa-Samuelson effect based on the argument the higher (lower) relative productivity is associated to more appreciated (depreciated) exchange rate. Inflation and Inflation Differential are included in the model to capture the role played by prices, since it is important that economies in general should be able to avoid significant and extended real exchange rate misalignments, and for most emerging and developing countries, to avoid real exchange rate appreciation with undesirable effects on the current account. Regarding the use of Monetary Independence in our model, it plays a similar role to interest rates, or interest rates differential, since economies with a higher degree of monetary independence tend to have more autonomy to use interest rates to

impose price (inflation) restrictions, which help keeping the real exchange rate at a more stable path. As for Debt, it captures a country risk, and higher (lower) levels of public debt are generally associated to exchange rate depreciation (appreciation) and more (less) exchange rate volatility. Finally, our variable of interest (International Reserves), was introduced in our model to address the argument that higher (lower) levels reserves are usually associated with more exchange rate appreciation (depreciation). The idea is that a cushion of foreign reserves can be used to reduced exchange rate volatility and also to avoid significant exchange rate misalignments, either excessive appreciation or depreciation.

The empirical analysis developed in this work is based on Autoregressive Distributed Lag (ARDL) models applied to cointegration, as proposed in Pesaran & Shin (1999) (1999) and Pesaran et al. (2001). They were chosen due to their advantage over cointegration tests in non-stationary variables, such the ones developed by Engle & Granger (1987), Phillips & Hansen (1990) and Johansen (1991), as well as over traditional VAR methodology. ARDL models applied to cointegration also tend to be more effective in capturing a long-run relationship in small samples. They also perform well, irrespective of whether variables are stationary I(0), non-stationary I(1), or even mutually cointegrated (Pesaran & Shin (1999) 1999).

Pesaran et al. (1999) (1999) developed a Pooled Mean Group (PMG) model, which is based on a cointegrated ARDL framework adapted for a panel data set environment. In fact, PMG likelihood estimators are used to estimate long-run coefficients, capturing the pooling behavior of homogeneity restrictions, and short-run coefficients, by the average across groups used to obtain means of the estimated error-correction coefficients and other short-run parameters. Another important feature of the ARDL framework, particularly the PMG approach, is that the inclusion of lags of all variables delivers consistent estimation and, therefore, is able to deal with endogeneity problems (Pesaran et al. (1999) 1999).

A basic ARDL model can be specified as follows:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}^* y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^{*'} x_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \tag{1}$$

where:  $t = 1, 2, \dots, T$  identifies the period, and  $i = 1, 2, \dots, N$  identifies the groups.  $x_{it}$  = vector ( $k \times 1$ ) of explanatory variables for group  $i$ ;  $\mu_i$  = fixed effects term;  $\lambda_{ij}$  = scalar of coefficients related to all lagged dependent variables; and  $\delta_{ij}$  = coefficient vectors ( $k \times 1$ ).

This econometric methodology is capable of maintaining important information related to short and long-run properties of a model. Besides, any short-run disequilibrium is seen as an adjustment process towards the long-run equilibrium. Such adjustments are made through the Error Correction Form (ECM). By making a re-parametrization of Equation (1), we can find the ECM equation:

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*'} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \tag{2}$$

where:  $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$  = the error correction term for the  $i$ th group;

$\beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$  = long-run parameter for the  $i^{th}$  group;  $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, p-1$ ; and  $\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, q-1$ .

In our specific case, Panel ARDL (PMG) models are applied in the analysis of the role of international reserves for two different dependent variables: log of real effective exchange rate and exchange rate volatility. The estimated equations for our baseline panel ARDL models are:

*Dependent Variable - log of Real Effective Exchange Rate (lreer)*

$$\begin{aligned} \Delta(lreer)_{it} = & \mu + \alpha_1 t + \beta_1(lreer)_{it-1} + \beta_2(cpi)_{it-1} + \beta_3(gdp)_{it-1} \\ & + \beta_4(reserv)_{it-1} + \sum_{j=1}^p \beta_5 \Delta(lreer)_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_6 \Delta(cpi)_{it-j} \\ & + \sum_{j=0}^r \beta_7 \Delta(gdp)_{it-j} + \sum_{j=0}^s \beta_8 \Delta(reserv)_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3) \end{aligned}$$

*Dependent Variable - Real Effective Exchange Rate Volatility (volreer)*

$$\begin{aligned} \Delta(volreer)_{it} = & \mu + \alpha_1 t + \beta_1(volreer)_{it-1} + \beta_2(cpi)_{it-1} + \beta_3(gdp)_{it-1} \\ & + \beta_4(reserv)_{it-1} + \sum_{j=1}^p \beta_5 \Delta(volreer)_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_6 \Delta(cpi)_{it-j} \\ & + \sum_{j=0}^r \beta_7 \Delta(gdp)_{it-j} + \sum_{j=0}^s \beta_8 \Delta(reserv)_{it-j} + v_{it} \quad (4) \end{aligned}$$

We also estimate a second specification for Equations 3 and 4 using inflation differential relative to the US, instead of inflation rate. Another extension to the previous estimated models is to include an additional control variable, monetary independence, to the baseline model with inflation and to the alternative model using inflation differential.

## Empirical Results

### Estimating Real Exchange Rate Volatility, via ARCH-GARCH Models

Real effective exchange rate volatility measures are calculated by the following expression:

$$r_{it} = \ln(reer)_{it} - \ln(reer)_{it-1} \quad (5)$$

where  $r_{it}$  is the return of the real exchange rate in logs, based on average structures ARMA, and ARCH/GARCH for conditional variance. Conditional variance is the measure used for exchange rate volatility, which is calculated by making use of monthly data for each of the 57 countries, from February 1994 to December 2017. After the calculation, each monthly series are then transformed into annual data, by means of the 12-month monthly average for each country.

Table 1 summarizes the models for the 57 return time series. There is some dominance of models with a GARCH (1,1) structure. For the average structure, there is predominance of AR(1) and AR(2) structures.



**Table 1:** Real Effective Exchange Rate Volatility - ARCH/GARCH Models

Model Selection	Countries
AR(1) GARCH (1, 1)	Algeria, Bulgaria, Canada, Chile, Czech Republic, Germany, Hungary, Indonesia, Ireland, Korea, Latvia, Lithuania, Malaysia, Malta, New Zealand, Norway, Philippines, Romania, Slovakia, South Africa, Sweden, Switzerland, Thailand, UK
AR(2) GARCH(1, 1)	Australia, Colombia, Denmark, Estonia, Finland, Iceland, India, Israel, Peru, Poland, Portugal, Russia, Turkey, Venezuela
AR(1) GARCH(0, 1)	China, Croatia, France, Luxembourg, Slovenia
AR(2) GARCH(0, 1)	Austria, Belgium, Greece, Italy, Netherlands
AR(2) ARCH(1)	Argentina, Cyprus, Saudi Arabia, Spain
AR(1) ARCH(1)	Brazil, Hong Kong, Japan, Mexico
ARMA (1,1) ARCH (1)	Singapore

Notes: i) n is the autoregressive order for *Dlreer*; ii) (n, r) stand for autoregressive and moving average terms, respectively; iii) (p,q) refers to the presence of p lagged squared residuals and the q lagged conditional variance; iv) Model Selection: AR(n) or ARMA (n,r) GARCH (p,q).

**Cointegration Tests**

The first step is to check whether there is a cointegration (long-run) relationship among the variables specified. In order to do that, we apply Pedroni’s panel cointegration tests, which is depicted by the following equation:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}x_{1i,t} + \beta_{2i}x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi}x_{Mi,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{6}$$

for:  $t = 1, 2, \dots, T$ ;  $i = 1, 2, \dots, N$ ;  $M = 1, 2, \dots, m$ .

where: i)  $y$  and  $x$  are I(1) variables, by assumption; ii)  $T$  is the number of observations over time; iii)  $N$  is the number of individuals in the panel; iv)  $M$  is the number of variables; v)  $\alpha_i$  refers to individual effects, which may be set to zero; vi) parameters  $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$  can vary across individual members of the panel, allowing for heterogeneous intercepts and trend coefficients across cross-sections.

Once Equation (6) is estimated, the residuals obtained are tested for non-stationarity I(1), by calculating the following auxiliary regression for each cross-section:

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \rho_{i,k} \Delta \varepsilon_{i,t-k} + \mu_{i,t} \tag{7}$$

Pedroni (1999) describes several methods to construct appropriate statistics to test the null hypothesis of non-cointegration  $\rho_i$  from the residuals’ equation. Table 2 reports both within and between dimension panel cointegration tests statistics related to the models estimated. Cointegration is found in at least one of the statistics for all models, regardless of using the level or volatility of real exchange rate, but cointegration seems to be much stronger when the dependent variable is exchange rate volatility. Therefore, the evi-

dence suggests a long run equilibrium relationship among real effective exchange rate and volatility with the other variables of our models.

**Table 2: Pedroni Cointegration Tests**

		With Inflation				With Inflation Differential			
Within-Dimension									
	Dep. Var. <i>lreer</i>		Dep. Var. <i>volreer</i>		Dep. Var. <i>lreer</i>		Dep. Var. <i>volreer</i>		
Panel Stat.	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	
Panel v	1.15 [0.12]	-3.30 [0.99]	-2.04 [0.97]	-6.28 [1.00]	-3.42 [0.99]	-3.44 [0.99]	-4.46 [1.00]	-4.56 [1.00]	
Panel rho	4.55 [1.00]	5.43 [1.00]	<b>-3.07</b> [0.00]	2.35 [0.99]	4.35 [1.00]	5.55 [1.00]	-0.45 [0.32]	2.09 [0.98]	
Panel PPS	1.24 [0.89]	0.05 [0.52]	<b>-13.45</b> [0.00]	<b>-15.69</b> [0.00]	-0.14 [0.44]	0.07 [0.52]	<b>-15.28</b> [0.00]	<b>-14.81</b> [0.00]	
Panel ADF	<b>-1.57</b> [0.05]	<b>-2.55</b> [0.01]	<b>-13.82</b> [0.00]	<b>-14.89</b> [0.00]	<b>-3.33</b> [0.00]	<b>-1.70</b> [0.04]	<b>-16.54</b> [0.00]	<b>-15.29</b> [0.00]	
Between-Dimension									
Group Stat.	Dep. Var. <i>lreer</i>		Dep. Var. <i>volreer</i>		Dep. Var. <i>lreer</i>		Dep. Var. <i>volreer</i>		
Group rho	7.00 [1.00]	8.12 [1.00]	-0.38 [0.34]	4.69 [1.00]	7.12 [1.00]	8.30 [1.00]	2.41 [0.99]	4.53 [1.00]	
Group PP	2.55 [0.99]	-0.17 [0.43]	<b>-16.96</b> [0.00]	<b>-20.26</b> [0.00]	-0.05 [0.47]	-0.84 [0.19]	<b>-15.70</b> [0.00]	<b>-17.60</b> [0.00]	
Group ADF	<b>-2.09</b> [0.02]	<b>-2.44</b> [0.01]	<b>-17.53</b> [0.00]	<b>-14.67</b> [0.00]	<b>-3.65</b> [0.00]	<b>-2.20</b> [0.01]	<b>-15.49</b> [0.00]	<b>-13.70</b> [0.00]	

Notes: i) weighted statistic used in within-dimension. p-values in brackets.

ii) Null Hypothesis: No cointegration.

## PMG Results

Given the long run relationship found, we move forward and analyze the long and short run coefficients estimated. Firstly, we estimate a baseline Model 1, controlling for the role of GDP (Balassa-Samuelson effect), international reserves/GDP and inflation. In the second model monetary independence is added to the baseline estimation.

Table 3 reports the PMG long-run coefficients having the log of real effective exchange rate as dependent variable. Concerning our main variable of interest, which is international reserves, the estimated coefficients are positive and statistically significant in all four models, which is line with the idea that higher (lower) levels of international reserves tend to appreciate (depreciate) exchange rate. This is an indication that the country has enough international reserves to face any external shock and it is also a suggestion that the country has no external adjustment problems.

Regarding coefficients related to CPI inflation rate, they are all statistically significant with positive estimated coefficients, indicating that higher (lower) inflation tends to appreciate (depreciate) the exchange rate. In this case, a negative coefficient is usually expected, indicating that higher (lower) levels of inflation are associated with more depreciated (appreciated) exchange rates. However, a positive sign can also be possible, due to issues such as more rigid (pegged) exchange rate regimes and even to what the literature calls *fear of floating* (Calvo & Reinhart (2002)).

**Table 3:** Long Run and Short Run (ECM) Coefficients  
Dependent Variable: Real Effective Exchange Rate

Variable	With Inflation		With Inf. Differential	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Real per Capita GDP	<b>2.16E-06</b> [0.000]	<b>9.91E-06</b> [0.000]	<b>2.33E-06</b> [0.003]	<b>2.13E-05</b> [0.000]
International Reserves	<b>0.0011</b> [0.000]	<b>0.0010</b> [0.0254]	<b>0.0014</b> [0.000]	<b>0.0013</b> [0.000]
CPI Inflation Rate	<b>0.0165</b> [0.000]	<b>0.0446</b> [0.000]		
Inflation Differential			<b>0.0198</b> [0.000]	<b>0.0229</b> [0.000]
Monetary Independence Index		0.0276 [0.5664]		<b>-0.1255</b> [0.000]
ARDL Lags	(3, 3, 3, 3)	(1, 1, 1, 1, 1)	(2, 2, 2, 2)	(1, 2, 2, 2, 2)
Max. Dep. Lags	3	2	2	1
ECM(-1)	-0.270 [0.000]	-0.101 [0.000]	-0.192 [0.000]	-0.164 [0.000]

Note: p-values in brackets. ECM(-1) Average = -0.181.

Coefficients related to inflation differentials are all positive and statistically significant for the two estimated models. As in the CPI inflation rate case, this suggests some difficulty of countries to keep up with higher inflation rates and not changing the exchange rate at the same pace, which will result in more appreciated real exchange rates. Again, this can also be explained by possible fear of floating/fear of inflation, when countries try to avoid significant changes in the exchange rate, or at least to procrastinate them.

As for the estimated coefficients for real per capita GDP, based on the Balassa-Samuelson hypothesis, the expected positive sign holds for all four estimated models. In fact, positive long run coefficients are according to expectations and it means that, if the Balassa-Samuelson effect is in place, higher (lower) levels of per capita GDP, relative to the US, tend to appreciate (depreciate) the exchange rate over time.

When monetary independence is used as control variable, it is statistically significant in Model 4 with inflation differential, but not in Model 2 with CPI inflation rate. The negative estimated coefficient in Model 4 suggests that a higher degree of monetary independence is associated with a more depreciated exchange rate, while a lower degree leads to more appreciation. In fact,

there is no expected sign for the estimated coefficients of the monetary independence index. A more (less) monetary independence will indicate more (less) ability and autonomy of monetary authorities to adopt instruments to keep the exchange rate at an adequate macroeconomic level, and so to avoid undesirable impacts on the economy. Such measures can be either appreciation or depreciation of the exchange rate, depending on each country.

Table 4 reports the PMG long-run coefficients when real effective exchange rate volatility is used as dependent variable. The results related to international reserves, our main variable of interest, indicate that the estimated coefficients are statistically significant in all estimations. In other words, higher (lower) levels of international reserves reduce (increase) exchange rate volatility. The expected negative coefficient is an indication that higher (lower) levels of international reserves are associated with lower (higher) uncertainty levels on the exchange rate market. This makes sense if foreign reserve hoarding is thought and used as a cushion to avoid excessive exchange rate volatility, which is commonly a desirable feature targeted by policymakers. This is also true when looking at international reserves levels and the ability of monetary authorities to implement measures to reduce changes in the exchange rate, and so to reduce its volatility.

As for real per capita GDP (Balassa-Samuelson effect), the estimated coefficients are negative and significant in all estimated models. This indicates that higher (lower) levels of per capita income, relative to the US, are associated to lower (higher) exchange rate volatility. In other words, emerging market economies, with lower income levels, tend to be more affected by exchange rate volatility, when compared to advanced countries.

All CPI inflation rate estimated coefficients are statistically significant with negative estimated coefficients, implying that higher (lower) inflation tends to reduce (increase) exchange rate volatility. Inflation differential coefficients are negative and statistically significant in all estimated models. Monetary independence has positive estimated coefficients, but it is statistically significant only in Model 4 with inflation differential.

Once the long-run effects have been examined, we go one step further and analyze the short-run effects, via Error Correction Mechanism (ECM). This is important because, as mentioned previously, cointegration ARDL models can keep both short and long run properties of a model, and any short-run disequilibrium is seen as an adjustment process towards the long-run equilibrium.

The short-run adjustments related to the exchange rate level, reported in Table 3, and exchange rate volatility, reported in Table 4, show that all ECM coefficients are also statistically significant with a negative sign, confirming a stable long-run relationship between the variables. When the exchange rate level is used as dependent variable (Table 3), the Error Correction Mechanism (ECM) ranges from -0.101 to -0.27, with an average of -0.181. It means that, on average, 18.1% of a short-run perturbation is corrected within a year. When the dependent variable is exchange rate volatility, Table 4 shows that the ECM coefficients range from -0.599 to -0.632 (average = -0.615). It means that between 59.9% and 63.2% of a long-run deviation is corrected within a year. Comparing the short-run adjustment results related to the level and volatility of real exchange rate it seems that exchange rate volatility is corrected much faster than the exchange rate level itself.

We have extended our model specification (Tables 3 and 4) in order to in-

**Table 4:** Long Run and Short Run (ECM) Coefficients  
Dependent Variable: Real Effective Exchange Rate Volatility

Variable	With Inflation		With Inf. Differential	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Real per Capita GDP	-4.44E-11 [0.000]	-5.30E-12 [0.000]	-5.00E-11 [0.000]	-4.64E-12 [0.000]
International Reserves	-7.94E-09 [0.000]	-2.18E-10 [0.0291]	-4.70E-09 [0.000]	-5.83E-10 [0.000]
CPI Inflation Rate	-5.73E-09 [0.0053]	-1.63E-09 [0.0019]		
Inflation Differential			-1.47E-09 [0.4016]	4.02E-09 [0.000]
Monetary Indep. Index		9.83E-09 [0.1741]		1.03E-08 [0.0576]
ARDL Lags	(1, 1, 1, 1, 1)	(1, 1, 1, 1, 1)	(1, 1, 1, 1, 1)	(1, 1, 1, 1, 1)
Max. Dep. Lags	1	1	1	1
ECM(-1)	-0.611 [0.000]	-0.632 [0.000]	-0.599 [0.000]	-0.619 [0.000]

Note: p-values in brackets. ECM(-1) Average = -0.619.

clude a fiscal variable (Public Debt/GDP). Tables A.1 and A.2, in the appendix, shows that Debt/PIB is statistically significant in all estimated models in Table A.1, with real effective exchange rate as dependent variable. In this case, the Debt/PIB coefficient is negative, when inflation is used in the estimation, and positive, in the presence of inflation differential. As for international reserves, our main variable of interest, its coefficient is positive and significant in all estimations performed, which is in line with the coefficients for the same variable reported in Table 3. When the dependent variable is exchange rate volatility (Table A.2), the Debt/PIB coefficient is positive and statistically significant for models without monetary independence, and it changes the sign when including monetary independence. As for the coefficients related to international reserves, they are all statistically significant and with a negative sign, as in Table 4. The only exception is the positive sign found in Model 2.

## Conclusion

This article aimed at empirically investigate the role of accumulation of international reserve policies on the level and volatility of the real exchange rate, for a panel 57 advanced and emerging economies. Before estimating the empirical models, we made use of an ARCH-type methodology to accurately calculate the exchange rate volatility of each country in the sample. Besides that, the following variables were used as control variables: CPI inflation rate, inflation differential relative to US, a monetary independence index, real per capita GDP relative to the US (Balassa-Samuelson Effect).

For the period ranging from 1994 to 2017, we used a Panel ARDL Approach to Cointegration (Pooled Mean Group), as our econometric methodology, and found similarities and differences in role played by foreign reserves

on the level and volatility of real exchange rate. Regarding long run effects, higher reserve levels usually tend to appreciate the exchange rate and reduce its volatility, whereas lower reserve accumulation has the opposite effect on both level and volatility. These results are in line with several articles, such as Rodrik (2006) and Reinhart & Reinhart (2011), for the exchange rate level, and Hviding et al. (2004), for volatility issues.

Short run effects were also estimated and are worth mentioning. Our results showed that exchange rate volatility is corrected at a much faster rate than the exchange rate level itself. In other words, the real exchange rate tends to firstly correct its distribution around a mean value and, then, it moves towards a desired level.

We also found evidence that, together with the accumulation of foreign reserves, other control variables are important to the determination of the level and volatility of exchange rate. This was the case of GDP, as a proxy for the Balassa-Samuelson effect, CPI inflation rate and inflation differential, and public debt. However, partial evidence was found when monetary independence as applied as a control variable.

### Acknowledgements

Financial support provided by CNPq, CAPES and FAPEMIG.

### Referencias

#### Bibliography

- Aizenman, J., Cheung, Y. & Ito, H. (2015). International Reserves Before and After the Global Crisis: Is There no End to Hoarding? *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 52, p. 102–126.
- Aizenman, J., Cheung, Y. & Ito, H. (2018). *Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations Over Time* NBER Working Paper 14533. Update Database. Available at: [http://web.pdx.edu/~ito/trilemma\\_indexes.htm](http://web.pdx.edu/~ito/trilemma_indexes.htm).
- Aizenman, J. & Hutchison, M. M. (2012). Exchange Market Pressure and Absorption by International Reserves: Emerging Markets and Fear of Reserve Loss During the 2008-2009 Crisis? *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 31, p. 1076–1091.
- Aizenman, J. & Lee, J. (2007). International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory and Evidence. *Open Economies Review*, Heidelberg, v. 18, p. 191–221.
- Aizenman, J. & Marion, N. (2003). The High Demand for International Reserves in the Far East: What is Going on?. *Journal of the Japanese and International Economies*, Cambridge, v. 17, p. 370–400.
- Aizenman, J. & Riera-Crichton, D. (2008). Real Exchange Rate and International Reserves in the Era of Growing Financial and Trade Integration. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 90, n. 4, p. 812–815.

Athukorala, P. & Rajapatirana, S. (2003). Capital Inflows and the Real Exchange Rate: A Comparative Study of Asia and Latin America. *World Economy*, Hoboken, v. 26, p. 613–637.

Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 72, p. 584–596.

Bayoumi, T. & Saborowski, C. (2014). Accounting for Reserves. *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 41, p. 1–19.

Calvo, G. A. & Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 117, p. 379–408.

Dominguez, K., Hashimoto, Y. & Ito, T. (2012). International reserves and the global financial crisis. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 88, p. 388–406.

Edwards, S. (1984). The demand for international reserves and monetary equilibrium: some evidence from developing countries. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 66, p. 495–500.

Engle, R. & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, New Haven, v. 55, n.2, p. 251–276.

Flood, R., Perraudin, W. & Vitale, P. (1998). Reserve and exchange rate cycles. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 46, p. 31–59.

Frenkel, J. A. (1978). *International reserves under alternative exchange rate regimes and aspects of the economics of managed float*. Cambridge, MA: NBER. (NBER Working Paper No. 287).

Frenkel, J. A. (1980). International reserves under pegged exchange rates and managed float: corrections and extensions. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 6, p. 295–302.

Gosh, A. R., Ostry, J. D. & Tsangarides, C. G. (2014). Accounting for emerging market countries international reserves: are pacific rim countries different?. *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 49, p. 52–82.

Gregorio, J. (2011). Acumulación de reservas internacionales en economías emergentes. *Cuadernos de Economía*, v. 30, p. 77–90.

Hviding, K., Nowak, M. & Ricci, L. A. (2004). *Can higher reserves help reduce exchange rate volatility?*. Washington, DC: IMF. (IMF Working Paper WP/04/189).

Jeanne, O. (2016). International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory and Evidence. *American Economic Review*, Nashville, v. 106, p. 570–573.

Jeanne, O. & Rancière, R. (2006). *The optimal level of international reserves for emerging market countries: formulas and applications*. Washington, DC: IMF. (IMF Working Paper WP/06/229).

- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian Vector Autoregressive models. *Econometrica*, New Haven, v. 59, p. 1551–1580.
- Obstfeld, M., Shambaugh, J. C. & Taylor, A. M. (2010). Financial stability, the trilemma, and international reserves. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Nashville, v. 2, p. 57–94.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 61, p. 653–670.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In: Strøm, S. (Ed). *Econometrics and Economic Theory in the 20th century*, p. 371–413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, Kingston, v. 16, p. 289–326.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, London, v. 94, p. 621–634.
- Phillips, P. C. B. & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, Bingley, v. 57, p. 99–125.
- Pina, G. (2015). The recent growth of international reserves in developing economies: a monetary perspective. *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 58, p. 172–190.
- Reinhart, C. & Reinhart, V. (2011). Entrada de capitales y acumulación de reservas: evidencia reciente. *Revista Estudios Económicos*, Lima, v. 20, p. 15–25.
- Rodrik, D. (2006). The social cost of foreign exchange reserves. *International Economic Journal*, London, v. 20, p. 253–266.
- Samuelson, P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics*, Chicago, v. 46, p. 145–154.
- Vieira, F. V., Holland, M., Gomes Silva, C. & Bottecchia, L. C. (2013). Growth and exchange rate volatility: a panel data analysis. *Applied Economics*, Abingdon, v. 45, p. 3733–3741.



Appendix

**Tabela A.1:** Additional Estimation with Inclusion of Debt/GDP Long Run and Short Run (ECM) Coefficients Dependent Variable: Real Effective Exchange Rate

Variable	With Inflation		With Inf. Differential	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Real per Capita GDP	2.31E-06 [0.267]	1.23E-05 [0.615]	-8.34E-05 [0.008]	-8.85E-05 [0.000]
International Reserves	<b>0.002</b> [0.000]	<b>0.0002</b> [0.0254]	<b>0.0236</b> [0.004]	<b>0.031</b> [0.000]
CPI Inflation Rate	0.032 [0.000]	0.024 [0.000]		
Inflation Differential			0.013 [0.064]	-0.035 [0.000]
Monetary Indep. Index		0.017 [0.620]		-0.210 [0.289]
Debt	<b>-0.001</b> [0.000]	<b>-0.001</b> [0.000]	<b>0.034</b> [0.000]	<b>0.030</b> [0.000]
ARDL Lags	(2,2,2,2,2)	(1, 1, 1, 1, 1)	(1,2, 2, 2, 2)	(1, 1, 1, 1, 1)
Max. Dep. Lags	2	1	2	1
ECM(-1)	-0.238 [0.000]	-0.157 [0.000]	-0.003 [0.000]	0.001 [0.806]

Note: p-values in brackets. ECM(-1) Average = -0.132 (only models 1, 2 and 3).

**Tabela A.2:** Additional Estimation with Inclusion of Debt/GDP Long Run and Short Run (ECM) Coefficients Dependent Variable: Real Effective Exchange Rate Volatility

Variable	With Inflation		With Inf. Differential	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Real per Capita GDP	-2.13E-09 [0.000]	-6.31E-13 [0.002]	-1.19E-11 [0.000]	-2.66E-12 [0.000]
International Reserves	-1.31E-06 [0.000]	6.97E-10 [0.000]	-8.41E-09 [0.000]	-5.32E-10 [0.000]
CPI Inflation Rate	1.66E-05 [0.000]	1.19E-10 [0.031]		
Inflation Differential			-5.34E-10 [0.122]	3.98E-12 [0.875]
Monetary Indep. Index		1.62E-08 [0.000]		-1.96E-10 [0.945]
Public Debt	<b>6.71E-07</b> [0.000]	<b>-1.94E-10</b> [0.000]	<b>9.79E-10</b> [0.000]	<b>1.24E-11</b> [0.653]
ARDL Lags	(1,2,2,2,2)	(1, 1, 1, 1, 1)	(1,1,1,1,1)	(1, 1, 1, 1, 1)
Max. Dep. Lags	2	1	1	1
ECM(-1)	-0.461 [0.000]	-0.675 [0.000]	-0.609 [0.000]	-0.628 [0.000]

Note: p-values in brackets. ECM(-1) Average = -0.593.

## Informações aos autores

### Objetivo e Escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

### Política Editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

### Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
  - Arquivo fonte no formato  $\LaTeX$ .
  - Arquivo de referências bibliográficas no padrão  $\BibTeX$ .
  - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
  - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

## Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. This journal, in its online version, has several indexers, whose updated list can be found on the journal's website at Portal Revistas USP.

Secretary: Juliana de Freitas Vitória

Cover: Christof Gunkel

Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramming: João Pedro dos Santos Costa

### **Mailing Address**

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

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

Email: [revecap@usp.br](mailto:revecap@usp.br)

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

## Editor

Eliezer Martins Diniz

## Associate Editors

Edson Zambon Monte	Eliezer Martins Diniz
Fernando Antonio de Barros Júnior	Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai	

## Editorial Board

<b>Affonso Celso Pastore</b> USP	<b>Carlos Roberto Azzoni</b> USP
<b>Cássio F. Camargo Rolim</b> UFPR	<b>Cláudio Monteiro Considera</b> UFF
<b>Clélio Campolina Diniz</b> CEDEPLAR	<b>Denisard C. de Oliveira Alves</b> USP
<b>Eleutério F. S. Prado</b> USP	<b>Fernando de Holanda Barbosa</b> FGV/RJ, UFF
<b>Francisco Anuatti Neto</b> USP/RP	<b>Geoffrey J. D. Hewings</b> University of Illinois
<b>Geraldo Sant'ana de Camargo Barros</b> ESALQ/USP	<b>Gustavo Maia Gomes</b> IPEA
<b>José Marcelino da Costa</b> NAEA/PA	<b>José A. Scheinkman</b> Princeton University
<b>Lízia de Figueirêdo</b> UFMG	<b>Marcelo Portugal</b> UFRGS
<b>Maria José Willumsen</b> Florida International University	<b>Márcio Gomes Pinto Garcia</b> PUC/RJ
<b>Mário Luiz Possas</b> UFRJ	<b>Paulo César Coutinho</b> UnB
<b>Paulo Nogueira Batista Júnior</b> FGV/SP	<b>Pedro Cesar Dutra Fonseca</b> UFRGS
<b>Pedro Luiz Valls Pereira</b> FGV/SP	<b>Pierre Perron</b> Boston University
<b>Ricardo R. Araújo Lima</b> UnB	<b>Roberto Smith</b> UFCE
<b>Rodolfo Hoffmann</b> ESALQ/USP	<b>Rogério Studart</b> UFRJ
<b>Russell E. Smith</b> Washburn University	<b>Sérgio Werlang</b> FGV/RJ
<b>Tomás Málaga</b> FGV/SP	<b>Victor Bulmer-Thomas</b> University of London
<b>Wilson Suzigan</b> Unicamp	