



# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 27 – nº 4

Outubro – Dezembro 2023

## ARTIGOS

**A taxa de juros natural em modelos DSGE: o caso do Brasil**  
Celso J. Costa Junior, Alejandro C. Garcia-Cintado, Karlo Marques Junior

**Abertura comercial e não linearidades na política monetária do Brasil**

Lucas Chaves Gurgel, Elano Ferreira Arruda, Roberto Tatiwa Ferreira

**Política cambial no Brasil: abordagem GVAR (1980-2019)**  
Luccas Assis Attílio

**Reflexos da maternidade: a relação entre o ensino infantil e o trabalho da mulher**

Maria Victoria Garcia Rosa, Kênia Barreiro de Souza, Adriana Sbicca Fernandes

**Desigualdade de oportunidade educacional e o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas**

Diogo Brito Sobreira, Jair Andrade de Araujo

ECONOMIA FEA-RP/USP



# ECONOMIA APLICADA

Vol. 27 – nº 4 Outubro – Dezembro 2023

PAPERS

**The natural interest rate in DSGE models: The case of Brazil**

Celso J. Costa Junior, Alejandro C. Garcia-Cintado, Karlo Marques Junior

**Trade openness and nonlinearities in Brazilian monetary policy**

Lucas Chaves Gurgel, Elano Ferreira Arruda, Roberto Tatiwa Ferreira

**Exchange rate policy in Brazil: GVAR approach (1980-2019)**

Luccas Assis Attílio

**Motherhood reflections: the relationship between early childhood education and women's work**

Maria Victoria Garcia Rosa, Kênia Barreiro de Souza, Adriana Sbicca Fernandes

**Inequality of educational opportunity and the performance gap**

**between private and public schools in Brazil**

Diogo Brito Sobreira, Jair Andrade de Araujo

ISSN 1980-5330



9 771980 533000

APOIO:





# ECONOMIA APLICADA

---

Vol. 27 – nº 4

Outubro – Dezembro 2023

---

## Editor

Eliezer Martins Diniz

## Editores Associados

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

## 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>Eleuterio F. S. Prado</b> USP	<b>Fernando de Holanda Barbosa</b> FGV/RJ, UFF
<b>Francisco Anuatti Neto</b> USP	<b>Geoffrey J. D. Hewings</b> University of Illinois
<b>Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros</b> 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 Cezar 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> UFC
<b>Rodolfo Hoffman</b> 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) concorda(m) 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.

Secretária: Juliana de Freitas Vitória

Capa: Christof Gunkel

Revisão linguística (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramação: Beatriz Porfirio Germin

## Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-PR/USP  
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

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

site: <https://www.revistas.usp.br/eco>

## 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 (1997–). – Ribeirão Preto, SP: 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. 27 – nº 4

Outubro – Dezembro 2023

---

## ARTIGOS

- 433 A taxa de juros natural em modelos DSGE: o caso do Brasil**  
Celso J. Costa Junior , Alejandro C. Garcia-Cintado , Karlo Marques Junior
- 455 Abertura comercial e não linearidades na política monetária do Brasil**  
Lucas Chaves Gurgel , Elano Ferreira Arruda , Roberto Tatiwa Ferreira
- 479 Política cambial no Brasil: abordagem GVAR (1980-2019)**  
Luccas Assis Attílio
- 509 Reflexos da maternidade: a relação entre o ensino infantil e o trabalho da mulher**  
Maria Victoria Garcia Rosa , Kênia Barreiro de Souza , Adriana Sbicca Fernandes
- 537 Desigualdade de oportunidade educacional e o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas**  
Diogo Brito Sobreira , Jair Andrade de Araujo



## A TAXA DE JUROS NATURAL EM MODELOS DSGE: O CASO DO BRASIL

CELSO J. COSTA JUNIOR <sup>\*</sup>  
ALEJANDRO C. GARCIA-CINTADO <sup>†</sup>  
KARLO MARQUES JUNIOR <sup>‡</sup>

### Resumo

Utilizando um modelo DSGE, este trabalho procura estimar a taxa de juros natural da economia brasileira no período 2000T1-2018T4, além de avaliar o comportamento do Banco Central durante o período. Para tanto, espera-se que uma curva estimada da taxa natural de juros seja suficiente para avaliar a conduta da política monetária. Nossos resultados mostram que a taxa de juros natural começou a declinar de 2002 até o final de 2012, quando se elevou até meados de 2016, permanecendo estável a partir de então. Além disso, o “hiato da taxa de juros” aumentou no início do mandato de Meirelles, pois o objetivo era construir a reputação do Banco Central, fato que apoiou a queda dessa variável até a primeira metade da administração Tombini. Posteriormente o hiato das taxas apresentou uma tendência de aumento até o restante dessa administração e passa a cair novamente após a chegada de Goldfajn ao Banco Central.

**Palavras-chave:** taxa natural de juros; política monetária; modelos DSGE.

### Abstract

Using a DSGE model, this paper seeks to estimate the natural interest rate of the Brazilian economy in the period 2000T1-2018T4, in addition to assessing the behavior of the Central Bank during the period. Therefore, it is expected that an estimated curve of the natural interest rate will be sufficient to assess the conduct of monetary policy. Our results show that the natural rate started to decline from 2002 until 2012, when it rose until mid-2016, remaining stable since then. In addition, the interest rate gap increased at the beginning of Meirelles' mandate, as the objective was to build the reputation of the Central Bank, a fact that supported the fall of this variable until the first half of the Tombini administration. Subsequently, the rate gap showed an upward trend until the rest of this administration and starts to fall again after Goldfajn's arrival at the Central Bank.

**Keywords:** natural rate of interest; monetary policy; DSGE models.

**JEL classification:** E10, E43, E52

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea189734>

<sup>\*</sup> Universidade Estadual de Ponta Grossa. E-mail: cjunior@uepg.br

<sup>†</sup> Universidade Pablo de Olavide e Universidade Estadual de Ponta Grossa. E-mail: agcintado@upo.es

<sup>‡</sup> Universidade Estadual de Ponta Grossa. E-mail: karlomjunior@hotmail.com

## 1 Introdução

Devido ao fato de não ser diretamente observável, a taxa de juros natural (também chamada de taxa neutra ou estrutural) só pode ser estimada. De um modo geral, existe uma ampla variedade de metodologias diferentes para medir essa variável. Como sugerido por (DOOJAV; GANTUMUR, 2019), nas últimas duas décadas três abordagens estão sendo mais utilizadas para estimar a taxa de juros natural variante no tempo: modelos de gerações sobrepostas (OLG) com abordagem demográfica; abordagens econométricas, dividida entre subabordagens baseadas na metodologia VAR e na metodologia de modelos semiestruturais e; por último, a abordagem de modelos DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*). No presente artigo foi utilizado um modelo novokeynesiano com abordagem DSGE baseado em Gali (2008) para analisar o desenvolvimento e os determinantes estruturais da taxa natural da economia brasileira para o período entre 2000T1-2018T4. Deve ser notado que diferentes metodologias de estimativa são frequentemente justificáveis e todas reservam certas limitações.

A taxa natural é a taxa de juros real que vigoraria no caso em que o produto corrente se iguala ao seu potencial e a taxa de inflação torna-se estável (LAUBACH; WILLIAMS, 2003), isto é, quando a atividade econômica e a taxa de variação do nível de preços não se aceleram nem se desaceleram (OKAZAKI; SUDO, 2018). Essa taxa é considerada como uma taxa de referência ao avaliar se a postura da política monetária é acomodatícia ou não. Teoricamente, portanto, é importante estimar a taxa natural e determinar se a taxa real de juros é maior ou menor que as estimativas daquela. Não surpreendentemente, as observações sobre a taxa natural são frequentemente citadas em discursos de banqueiros centrais das principais economias do mundo (CARNEY, 2012; CONSTÂNCIO, 2016; YELLEN, 2015).

Para o Banco Central do Brasil (2017), a taxa de juros natural é um ponto de referência para a condução da política monetária. Isso porque quando a taxa de juros real está em um patamar abaixo da taxa de juros natural, ela exerce um efeito de impulsionar a atividade econômica e, por outro lado, quando a taxa real está acima da estrutural, seu efeito é contracionista, reduzindo a inflação. Ainda segundo o estudo, o comportamento de tal variável depende das condições estruturais da economia, tais como a taxa de crescimento do produto potencial, a taxa de crescimento populacional, a preferências da intertemporal do consumo por parte das famílias, as perspectivas de longo prazo da política fiscal e a eficiência do sistema financeiro. Portanto, reformas e ajustes estruturais da economia podem afetar a taxa natural, que por sua vez seria independente de fatores cíclicos, tais como movimentos do hiato do produto e de desvios da inflação em relação à meta estipulada.

Discutimos o comportamento e determinantes estruturais da taxa natural usando a literatura econômica de referência e as estimativas derivadas do modelo proposto. Resultados diferentes calculados por modelos estruturais, juntamente com outros modelos, sugerem uma provável redução da taxa natural em países desenvolvidos como no Japão (OKAZAKI; SUDO, 2018), em que se observa uma contínua redução da taxa desde a década de 90 e atualmente estima-se que esteja em torno de 0%. Estimativas observadas para a economia americana e a Zona do Euro também apresentam valores historicamente baixos e próximos a zero, devido a fatores como a queda na tendência de crescimento, excesso de poupança global e prêmios de risco (PESCATORI; TURUNEN,

2016).

De fato, as estimativas para a taxa de juros natural apresentam uma tendência de queda nos últimos anos para o grupo de países desenvolvidos e para vários outros, incluindo o Brasil, tal como pode ser visto em [Brand, Bielecki e Penalver \(2018\)](#), em que os autores comparam as estimativas geradas por meio de várias metodologias para a Zona do Euro e em [Kaplan et al. \(2018\)](#), quando o mesmo exercício é realizado para os Estados Unidos. Além disso é mostrada a tendência de redução das taxas nominais de longo prazo que remuneram os títulos públicos das principais economias, que se inicia na primeira metade dos anos 1980.

[Blanchard \(2020\)](#) elenca os fatores que podem possibilitar a reversão dessa tendência e impulsionar as taxas neutras das economias mundiais devido à pandemia de Covid-19. Contudo, o autor acredita que a possibilidade é remota. O fator principal para essa redução seria a maior oferta de títulos por parte dos governos, objetivando amenizar os efeitos econômicos perversos causados pela pandemia. O autor afirma que um ponto a mais na relação dívida/PIB pode levar a taxa neutra entre 2 e 4 pontos bases a menos e que, assumindo a possibilidade dessa relação aumentar 60%, isso levaria a um aumento de 120 a 240 pontos bases na taxa neutra, embora o mais provável seja que esse efeito seja amenizado por outros fatores tais como a contração da demanda por consumo e investimento por motivos precaucionais.

O Banco do Japão estimou a taxa natural no Japão, usando várias metodologias em sua “Avaliação Abrangente” ([FUJIWARA et al., 2016](#)). As estimativas da taxa natural com base nos modelos estruturais que descrevemos aqui, o Modelo de Equilíbrio Geral Estocástico Dinâmico e o Modelo de Gerações Sobrepistas, poderiam servir para direcionar os impulsionadores subjacentes da taxa natural e serem consideradas como suplementos a essas estimativas já utilizadas.

Economistas de banco centrais têm usado cada vez mais modelos estruturais no estudo da taxa natural ([DEL NEGRO et al., 2017; GAGNON; JOHANNSEN; LOPEZ-SALIDO, 2016; NERI; GERALI, 2019](#)). Modelos estruturais fornecem previsões teóricas sobre as decisões econômicas tomadas por famílias e empresas que determinam a taxa natural. Eles mostram como essas decisões são influenciadas por mudanças na estrutura econômica, tais como mudanças na tecnologia neutra (que são aquelas que afetam todos os fatores de produção homogeneamente, e podem ser identificados), na paisagem demográfica, no funcionamento da intermediação financeira, e como tais mudanças, por sua vez, levam a mudanças na taxa natural. O uso dessa classe de modelo permite, por exemplo, identificar os determinantes da taxa natural e avaliar o impacto na taxa natural de mudanças futuras na estrutura econômica. Contudo, [Pescatori e Turunen \(2016\)](#) destacam que as taxas neutras derivadas de modelos DSGE tendem a mostrar maior variabilidade do que é comumente considerado pelos *policy makers*.

No relatório do Estudo Especial nº 71/2019 do [Banco Central do Brasil \(2019\)](#), a taxa chamada estrutural (ou natural) da economia brasileira foi calculada a partir de informações extraídas do Sistema Expectativas de Mercado (pesquisa Focus realizada semanalmente pela instituição), que segundo o estudo, deve estar correlacionada com a taxa natural. A mediana para a taxa de juros real, calculada a partir das expectativas das instituições que participam da pesquisa para a taxa Selic e para o IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo), chegou a 5,76% a.a., em janeiro de 2016, e retornou

para 2,9% a.a., em novembro de 2019, o que sugeriria uma redução da taxa estrutural.

Utilizando um modelo dinâmico com Regra de Taylor com intercepto (*dynamic model for the Taylor rule intercept*), [Duarte \(2010\)](#) estima a taxa de juros natural da função de reação do Banco Central para os anos de 2000 a 2009 usando um filtro de Kalman. Nesse caso, a taxa natural, representada pelo intercepto da Regra de Taylor estimada, seria a taxa implícita nas decisões de política monetária que eliminaria o hiato do produto e os desvios da inflação esperada em relação à meta perseguida pela autoridade monetária. A autora utiliza um filtro Hodrick–Prescott (HP) para a Taxa Selic Real ex-post e ex-ante de referência (nesse caso apresenta três estimativas, uma deflacionada pelo IPCA esperado para os anos T e T+1, outra pelo IPCA esperado para os próximos 12 meses e, por fim, por meio da taxa Swap 360). Os resultados sugerem um gap relativamente pequeno entre a taxa natural estimada e as taxas reais obtidas com o filtro HP ou mesmo em comparação com a taxa real corrente. Nota-se um significativo declínio da taxa natural entre o período de 2000 a 2009.

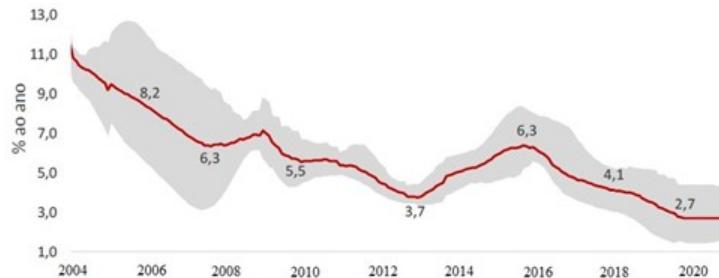
De modo semelhante, [Barcellos Neto e Portugal \(2009\)](#) usam filtros HP e BandPass (BP) para as taxas naturais de juros ex-post e ex-ante de longo prazo. Embora os resultados do trabalho sugiram uma taxa natural entre 1999 e 2005 alta para os padrões internacionais, uma vez que a taxa real corrente flutuou ao redor da taxa natural estimada, os autores consideram que o Banco Central do Brasil foi neutro durante o período observado. Portanto, os autores consideram que os resultados obtidos são inconsistentes com as diversas críticas de que o Banco Central do Brasil opera uma política monetária rígida no período avaliado. Para uma taxa de juros de política monetária mais baixa que fosse sustentável a longo prazo, como o desejado, seriam necessárias políticas que afetassem a taxa de juros natural, isto é, políticas que afetassem o aumento da produtividade total dos fatores, a elasticidade intertemporal do consumo ou a sensibilidade da inflação em relação às expectativas dos agentes econômicos.

Utilizando um modelo semiestructural para uma economia aberta, [Ronchi Neto e Cândido \(2018\)](#) estimam a taxa de juros neutra para a economia brasileira referente ao período de 2002T1 a 2017T3. Os resultados apontam para uma trajetória temporal da taxa semelhante à estimada no presente trabalho. Para fim de comparações os autores também estimaram a taxa neutra usando um filtro HP e um filtro de Kalman com preferência intertemporal constante dos consumidores e com *time varying intertemporal preference*, obtendo resultados semelhantes.

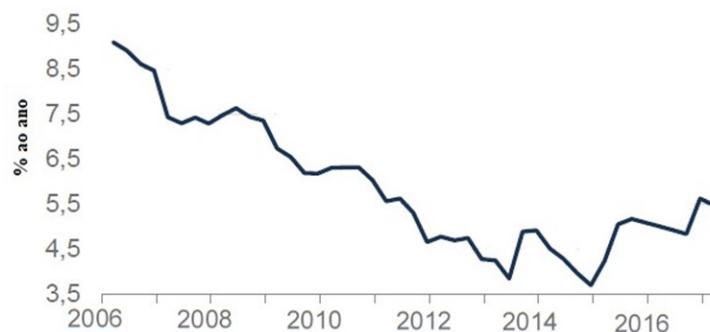
A tentativa de conhecer o nível e a trajetória da taxa natural (variável não observada) é importante para maior eficácia da política monetária. Isso porque, ao manter a taxa de juros da política monetária abaixo (acima) da taxa natural, a autoridade monetária estaria, no curto prazo, expandindo (contraíndo) a demanda agregada e acelerando (desacelerando) a inflação. Portanto, quanto mais acurada for tal estimativa, menor será o custo da política monetária. Dadas tais considerações, o objetivo do presente trabalho consiste em estimar a taxa natural de juros para a economia brasileira do primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2018 usando um modelo novokeynesiano canônico com abordagem DSGE baseado em [Gali \(2008\)](#).

Posteriormente, será estudado o comportamento da política monetária do Banco Central do Brasil, tendo como referência a taxa natural estimada. Isto é, em que momentos o Banco Central foi mais conservador (hawkish), no sen-

**Figura 1:** Taxa de juros natural para o Brasil realizada por Pereira e Valecico (2019)



**Figura 2:** Taxa de juros natural para o Brasil – Mediana Modelos Selecionados – realizada por Itaú Asset Management (2017)



tido de manter a taxa corrente acima da taxa natural ou em que momentos foi expansionista (dovish), mantendo a taxa de juros abaixo da natural estimada pelo modelo. Para uma primeira ilustração do comportamento da variável para a economia brasileira, as Figuras 1 e 2 são reproduzidas dos estudos realizados pelo [Itaú Asset Management \(2017\)](#) e pelo Departamento de Pesquisa Econômicas do Bradesco (Depec) por [Pereira e Valecico \(2019\)](#) e sugerem uma tendência de redução nas taxas naturais segundo as estimativas dos autores.

Os resultados do presente trabalho sugerem, em semelhança com os resultados dos trabalhos apresentados nos gráficos acima, que a taxa de juros natural começou a declinar no segundo trimestre (T2) de 2000 até o final de 2012, quando diminui de 4,9% para 1,64% e passa a subir e alcançar o patamar de 2,35% em 2016 T4. Posteriormente, volta a apresentar uma redução chegando a 2,21% em 2017 T4 e fecha a série em 2018 T4 com o valor de 2,36%. Adicionalmente, o “hiato da taxa de juros” – a diferença entre a taxa de juros real observada e a taxa de juros natural – aumentou no início do mandato de Meirelles, quando o objetivo era construir a reputação do Banco Central, fato que possibilitou a queda dessa variável até a primeira metade da administração Tombini. Mas uma política monetária menos rígida diminuiu a credibilidade da autoridade monetária até a mudança de diretoria em 2016, como sugerido por [Vereda et al. \(2020\)](#), e assim o hiato entre ambas as taxas apresentou uma tendência de alta até o final daquela administração. Na sequência, sob a administração de Goldfajn, esse déficit cai significativamente, como poderá ser

observado na Figura 9.

Buscando atender os objetivos citados acima, o presente artigo foi organizado da seguinte maneira: além desta introdução, a seção dois trata de uma explanação teórica sobre a taxa de juros natural e suas estimativas usando uma abordagem DSGE; a terceira seção expõe o modelo usado e a estratégia teórica seguida pelos autores para estimar a taxa natural; a quarta seção trata da análise empírica e expõe os resultados estimados, além de analisá-los, conectando-os com os objetivos propostos pelo artigo e as referências. E, por último, serão apresentadas as conclusões.

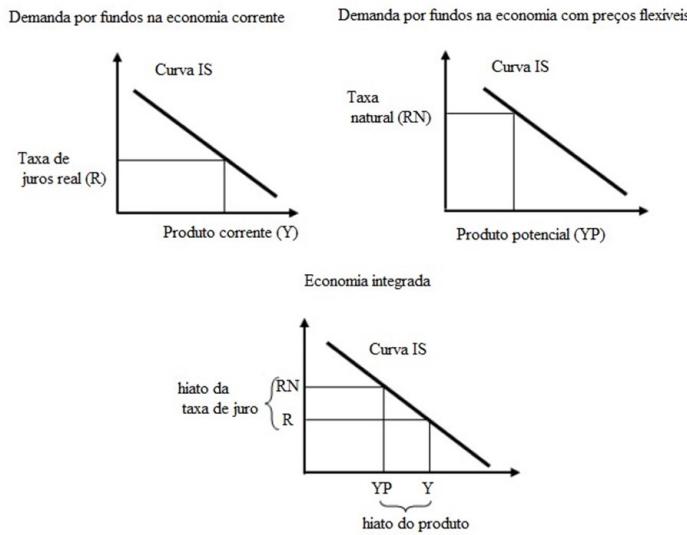
## 2 A taxa de juros natural em modelos DSGE

Modelos DSGE novokeynesianos têm sido amplamente usados por bancos centrais e economistas acadêmicos para uma melhor compreensão de como a economia absorve choques exógenos, como reage a mudanças nas políticas econômicas, para estimar o comportamento futuro de algumas variáveis chaves, entre outras questões. Uma característica importante desses modelos é que eles nos permitem estimar alguma variável não observada, baseando-se em algum arcabouço teórico e nos dados observados. Nesse contexto, podemos estimar o comportamento da taxa real de juros. Em termos práticos, a produção real se desvia da produção potencial devido a fricções associadas a rigidezes nominais, e a taxa natural é, portanto, definida como a taxa de juros real que prevalece sob uma economia hipotética na qual tais fricções estão ausentes e a produção coincide com a natural.

Laubach e Williams (2016) argumentam que a taxa natural pode ser definida como a taxa real de juros de curto prazo consistente com a economia operando em seu nível potencial, em que a possibilidade de choques transitórios de demanda e oferta seria reduzida e, consequentemente, eliminaria as pressões sobre o desvio da taxa de inflação observada de sua tendência de longo prazo. Assim, os autores adotam uma definição da taxa natural por meio de uma perspectiva de “longo prazo”, em que a taxa natural seria a taxa de juro real que deve prevalecer entre cinco ou dez anos depois que a economia absorveu flutuações cíclicas e está expandindo de acordo com a taxa de tendência. Note que essa definição é análoga à definição fornecida no parágrafo anterior. Segundo os autores, a taxa natural mudaria ao longo tempo em resposta a mudanças estruturais altamente persistentes nas estruturas de demanda ou oferta agregadas como, por exemplo, mudanças nas projeções de longo prazo para o déficit orçamentário do governo.

Os autores investigam se a redução observada na taxa natural americana pós-crise financeira é uma tendência que perdurará e, nesse caso, episódios com zero *lower bound* serão frequentes e duradouros, fomentando a hipótese de estagnação secular (SUMMERS, 2014). Adicionalmente, um ambiente de estagnação secular e baixa taxa natural de juros favoreceria abordagens de política monetária e fiscais não convencionais (BLANCHARD; SUMMERS, 2020).

Como mostrado na Figura 3, os três gráficos da figura apresentam uma curva IS, que denota o equilíbrio no mercado de bens, com a taxa de juros real no eixo vertical e o produto no eixo horizontal. No gráfico, na parte de cima, à esquerda tem-se a taxa de juros real observada e o produto corrente em uma economia com preços fixos, tal como se observa em situações reais. A taxa de juros real é o preço que iguala a demanda e a oferta de fundos emprestáveis

**Figura 3:** A taxa natural em modelos novokeynesianos


e há uma relação negativa entre ela e o nível de produção. No gráfico, na parte de cima à direita, temos uma situação similar, porém representando uma economia hipotética com plena flexibilidade de preços. Nessa economia, a taxa de juros que igualaria a demanda e oferta de fundos seria a taxa natural e o produto correspondente seria o potencial. A diferença entre ambas as taxas de juros, real e natural, é chamada de hiato da taxa de juros, bem como a diferença entre a produção gerada sob cada taxa é chamada de hiato do produto.

Portanto, o hiato do produto é zero quando a taxa natural é igual à taxa de juros real, o que, por sua vez, implica que a taxa de inflação seja igual à sua taxa-alvo em um ambiente institucional da política monetária guiada por um regime de metas de inflação. Nesse sentido, a taxa natural é a taxa real em que a atividade econômica e os preços não se aceleram nem se desaceleram, como dito no inicialmente. Trata-se de uma situação em que a taxa de crescimento do produto e a variação dos preços são constantes e definidas por fatores reais da economia. Considera-se, portanto, a taxa natural como sendo a taxa real de juros real em uma economia hipotética na qual todos os preços são plenamente flexíveis.

Okazaki e Sudo (2018) indicam cinco fatores que foram considerados condutores essenciais dessas curvas em estudos e avaliam suas importâncias quantitativas estimando um modelo DSGE que incorpora esses cinco fatores usando dados do Japão. Os cinco fatores são: (i) tecnologia neutra, que são aquelas que afetam todos os fatores de produção homogeneamente, e podem ser identificados. Como coloca Fisher (2006), choques tecnológicos neutros permanentes podem ser identificados se eles forem a única fonte de mudanças de longo prazo na produtividade do trabalho; (ii) funcionamento da intermediação financeira; (iii) fatores demográficos; (iv) tecnologia específica para investimentos e; (v) fatores de demanda. Cada fator pode deslocar a curva demanda ou a curva de oferta de fundos ou mudar suas inclinações, afetando a taxa natural. Para o Japão, o resíduo de Solow, que é a proxy da tecnologia

neutra, exibiu uma desaceleração desde os anos 90. Isso induziu uma queda no retorno sobre o capital, o que poderia ter contraído a demanda por investimento das empresas e deprimido a taxa natural.

Em relação à economia brasileira, Ribeiro e Teles (2013) estimam a taxa natural de juros entre o final de 2001 e segundo trimestre de 2010 usando dois modelos, Laubach e Williams (2003) e Mésonnier e Renne (2007). Segundo os autores, as estimativas provenientes dos dois modelos não apresentam diferenças relevantes, o que gera maior confiabilidade nos resultados obtidos. As estimativas mostram que a taxa natural de juros declinou na economia brasileira entre 2006 e 2010. A mensuração da taxa natural de juros, adicionalmente, possibilitou que fosse feita uma avaliação da condução da política monetária implementada pelo Banco Central brasileiro nos referidos anos utilizando-se do conceito de hiato de juros. Em linhas gerais, a análise mostrou um Banco Central mais conservador entre o final de 2001 e 2005 e mais próximo da neutralidade desde então.

Na tentativa de contribuir com a literatura que estima a taxa natural de juro brasileira por meio de modelos do tipo DSGE, apresenta-se, na seção seguinte, um modelo novokeynesiano canônico adaptado de Gali (2008) com parâmetros calibrados e estimados para a economia do Brasil.

### 3 Modelo

Utiliza-se um modelo novokeynesiano canônico baseado em Gali (2008) formado por famílias, firmas e autoridade monetária. A competição imperfeita no mercado de bens é introduzida assumindo que cada firma produz um bem diferenciado para o qual ela define o seu preço. Algumas restrições são impostas no mecanismo de ajuste dos preços, assumindo que apenas uma fração das firmas pode ajustar o preço do seu bem de forma ótima em cada período. A estrutura resultante dessas hipóteses é referida como sendo um modelo novokeynesiano básico cuja versão log-linearizada será apresentada abaixo.

Do problema da família de maximização da utilidade intertemporal a valor presente sujeita à sua restrição orçamentária, cujas condições de primeira ordem são a oferta de trabalho e a equação de Euler, chega-se na curva IS novokeynesiana, dada por:

$$y_t = y_{t+1} - \left( \frac{1}{\sigma} \right) (R_t - E_t \pi_{t+1} - R_t^N + S_{t+1}^P - S_t^P) \quad (1)$$

onde  $y$  é o hiato do produto,  $\pi$  é a taxa de inflação,  $R$  é a taxa de juros nominal,  $E_t$  é o operador de expectativas racionais,  $R^N$  é a taxa de juros natural,  $\sigma$  é a aversão ao risco relativo e  $S^P$  é um choque de preferência intertemporal.

Do problema de minimização dos custos da firma, em que são obtidas a demanda por trabalho, as equações de definição do preço ótimo da firma e do nível geral de preços, chega-se na Equação de Phillips Novokeynesiana e na definição da taxa de juros natural, respectivamente dadas por:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + \lambda S_t^L \quad (2)$$

$$R_t^N = \sigma \psi_n (A_{t+1} - A_t) \quad (3)$$

onde  $\kappa = \lambda \left[ \sigma + \left( \frac{\phi+\alpha}{1-\alpha} \right) \right]$ ,  $\lambda = \omega \left[ \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \right]$ ,  $\omega = \frac{1-\alpha}{1-\alpha+\alpha\psi}$  e  $\psi_n = \frac{1+\phi}{\sigma(1-\alpha)+\phi+\alpha}$ , sendo que  $\beta$  é o desconto intertemporal,  $\phi$  é a desutilidade marginal do trabalho,

$1 - \alpha$  é a participação do trabalho na produção,  $\theta$  é o parâmetro de rigidez de preços,  $\psi$  é a elasticidade de substituição dos bens intermediários,  $S^L$  é um choque exógeno oferta de trabalho e  $A$  é o nível de produtividade da economia.

Como mencionado, o modelo apresenta dois choques do lado das preferências das famílias. O primeiro é o choque de preferência intertemporal – choque de demanda  $S^P$ , que altera a escolha da família entre o consumo presente e futuro, com a seguinte regra de movimento:

$$\log S_t^P = \rho^P \log S_{t-1}^P + \varepsilon_{P,t} \quad (4)$$

onde  $\rho_P$  é o componente autoregressivo desse choque e  $\varepsilon_{P,t} \sim N(0, \sigma_P)$ .

E o segundo choque é o de oferta de trabalho,  $S^L$ , que afeta a disposição da família ao trabalho, com a seguinte regra:

$$\log S_t^L = \rho^L \log S_{t-1}^L + \varepsilon_{L,t} \quad (5)$$

onde  $\rho_L$  é o componente autoregressivo desse choque sendo que  $\varepsilon_{L,t} \sim N(0, \sigma_L)$ .

Já a autoridade monetária é representada por uma regra de Taylor:

$$R_t = \gamma_R R_{t-1} + (1 - \gamma_R) (\gamma_y y_t + \gamma_\pi \pi_{t+4}) + S_t^m \quad (6)$$

onde  $\gamma_R$  é um parâmetro de suavização de alterações na taxa de juros,  $\gamma_y$  é a sensibilidade da taxa de juros em relação ao hiato do produto,  $\gamma_\pi$  é a sensibilidade da taxa de juros em relação à taxa de inflação esperada para um ano a frente e  $S^m$  é o choque monetário.

Por fim, resta dizer que os choques da economia  $Z = \{S_t^P, S_t^L, S_t^m, A\}$  seguem um processo autoregressivo de ordem um:

$$Z_t = \rho^Z Z_{t-1} + \varepsilon_t^Z \quad (7)$$

onde  $\rho^Z$  é o componente autoregressivo de cada um dos choques e  $\varepsilon_t^Z \sim N(0, \sigma_Z)$ .

Considerando o referencial teórico exposto anteriormente, é possível realizar algumas inferências em relação às variáveis e aos parâmetros que determinam o comportamento das variáveis endógenas do modelo. Fatores demográficos como uma redução da taxa de fertilidade e envelhecimento da população geram maiores incentivos a poupar e, consequentemente, devem reduzir a inflação de equilíbrio e a taxa de juros natural. Tais relações podem ser captadas, por exemplo, pelos choques de preferência expostos na equação (1), que afetariam diretamente o produto no curto prazo e, consequentemente, a inflação, como observado na equação (2).

Os efeitos de tais mudanças demográficas também poderiam ser captados por mudanças no parâmetro  $\beta$ , observado na equação (2) e que denota o fator de desconto intertemporal. Se considerarmos  $\beta = 1/(1 + \tau)$ , onde  $\tau$  representa taxa subjetiva de preferência intertemporal, indicando que quanto menor o valor de  $\tau$ , maior a valoração da utilidade futura em relação à presente e, portanto, maior será  $\beta$  e menor a taxa de juros natural. É esperado, portanto, que o envelhecimento da população esteja relacionado à diminuição da taxa de inflação e da taxa de juros. Tais mudanças demográficas também podem reduzir a oferta de trabalho, que afeta negativamente a taxa de inflação, como

**Tabela 1:** Variáveis observáveis do modelo

Séries	Fonte
IPCA (% a.m.)	IBGE/SNIPC
Selic Over (% a.m.)	BCB Boletim/M. Finan.
hiato do produto	gerado pelo método da função de produção
Produtividade	gerado pelo método da função de produção

Fonte: Elaborada pelos autores.

observado na equação de Phillips Novokeynesiana, representada pela equação (2).

Outras inferências podem ser realizadas a partir da equação (3), que define a taxa natural de juros no modelo. Em primeiro lugar, uma taxa de crescimento tecnológico negativa acarreta uma redução direta na taxa natural de juros, relação que remete à hipótese levantada por [Okazaki e Sudo \(2018\)](#). Adicionalmente, uma menor participação do trabalho na produção, isto é, redução em  $(1 - \alpha)$  na função de produção, que pode ser consequência da queda da taxa de natalidade, afeta negativamente a elasticidade de substituição dos bens intermediários e, consequentemente, reduz a taxa natural. Outra variável que pode ser afetada por mudanças demográficas é a aversão relativa ao risco,  $\sigma$ . Nesse caso, uma redução desse parâmetro também reduz a taxa natural.

## 4 Análise empírica

### 4.1 Processamento de dados

A base de dados usada neste modelo é formada por dados trimestrais de 2000T1 até 2018T3 e está descrita na Tabela 1<sup>1</sup>. Inicialmente, os dados foram tratados para retirar as sazonais e as tendências das séries – por meio do algoritmo X12-ARIMA e da diferença dos logaritmos, respectivamente.

### 4.2 Calibragem

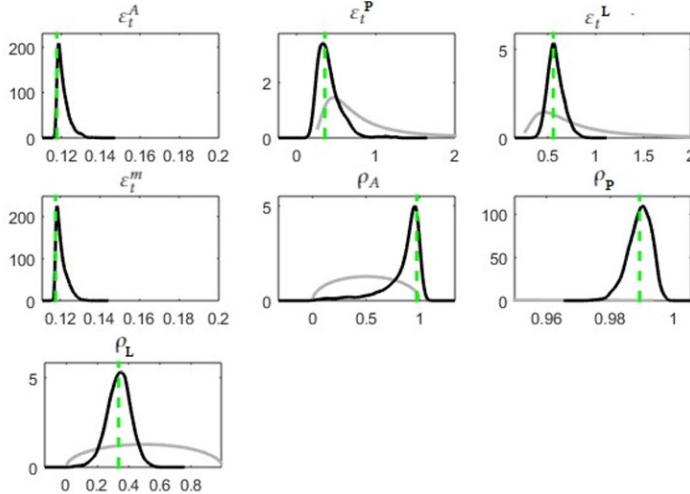
A Tabela 2 reporta os valores dos parâmetros calibrados.

<sup>1</sup>Os seguintes passos foram usados para construir as séries do hiato do produto e da produtividade seguindo o método da função de produção: i) foram utilizados os deflatores do PIB e da FBKF para encontrar o PIB real e o investimento real; ii) assumindo que o estoque de capital em  $t=0$  seria duas vezes o valor do PIB anual e uma taxa de depreciação do capital no valor de 2,5% ao trimestre, usou-se a lei de movimento do capital para transformar a série de investimento real em estoque de capital real; iii) usando dados da população ocupada e desocupada, foi calculada a taxa de ocupação; iv) usando uma função de produção do tipo Cobb-Douglas com participação do capital na produção igual a 0,4, com as séries crescimento do PIB real, crescimento do estoque de capital, o crescimento da capacidade instalada e o crescimento da população ocupada, calculou-se o crescimento da produtividade; e v) assumindo que não há desemprego dos fatores produtivos, calculou-se o PIB potencial e, então, o hiato do produto.

**Tabela 2:** Calibragem dos parâmetros

Parâmetro	Valor	Fonte
$\alpha$	0,39	Kanczuk (2002)
$R_{ss}$	$1,065^{0,25}$	Valor da Taxa Selic
$\beta$	$1/R_{ss}$	–
$\theta$	0,74	Castro <i>et al.</i> (2015)
$\psi$	11	Castro <i>et al.</i> (2015)
$\sigma$	2	Cavalcanti e Vereda (2011)
$\phi$	1,5	Cavalcanti e Vereda (2011)
$\omega$	$(1 - \alpha)/(1 - \alpha + \alpha * \psi)$	–
$\gamma_y$	0,16	Castro <i>et al.</i> (2015)
$\gamma_\pi$	2,43	Castro <i>et al.</i> (2015)
$\gamma_R$	0,79	Castro <i>et al.</i> (2015)
$\rho_m$	0,545	Costa Junior, Cintado e Sampaio (2017)

Fonte: Elaborada pelos autores.

**Figura 4:** Prior e posterior do modelo


Fonte: Elaborada pelos autores.

### 4.3 Estimação

Dada a distribuição *prior* dos parâmetros, foi estimada a distribuição *posterior* usando um processo de cadeia de Markov por meio do algoritmo Metropolis-Hastings com 500 000 iterações, um valor de escala de 0,1 e 2 cadeias paralelas. A Tabela 3 e a Figura 4 apresentam as distribuições *priori* e *posterior* de cada um dos parâmetros estimados. Para a estimação ter um resultado satisfatório, espera-se que as distribuições *posterior* dos parâmetros tenham um formato próximo de uma distribuição normal e que a moda não fique muito distante da média. Assim, nota-se que a estimação foi satisfatória, como o esperado.

### 4.4 Funções impulso-resposta e decomposição dos choques para o hiato do produto

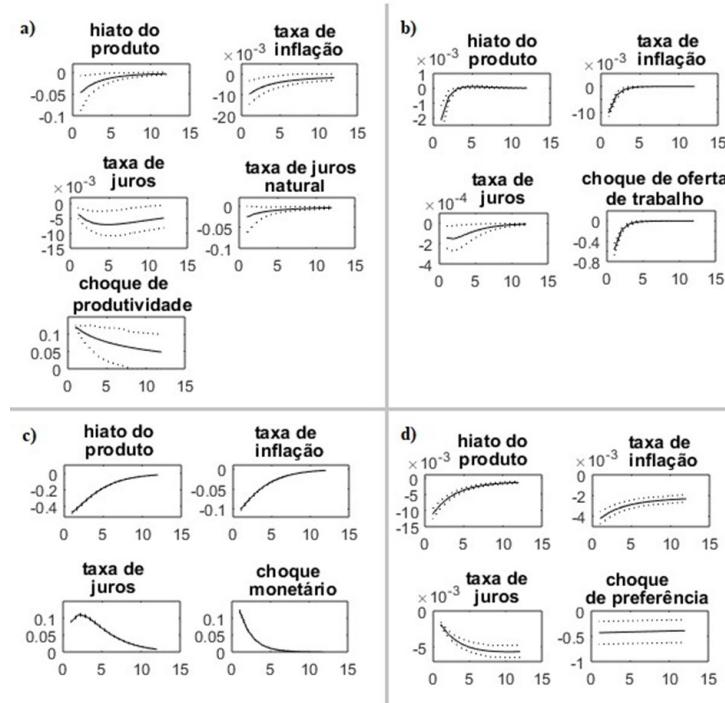
Além de analisar se os resultados estatísticos foram adequados, é preciso verificar se os choques estão apresentando os resultados esperados. A Figura 5

**Tabela 3:** Distribuição *posteriori* do modelo

Parâmetros	Média prior	Média posterior	90% Intervalo	Prior	pstdev
Parâmetros autoregressivos					
$\rho_A$	0,5	0,8383	0,5880	0,9999	beta
$\rho_P$	0,5	0,9891	0,9831	0,9947	beta
$\rho_L$	0,5	0,3357	0,2219	0,4709	beta
Desvios-padrão					
$\varepsilon_t^A$	1,0	0,1209	0,1176	0,1251	invg
$\varepsilon_t^P$	1,0	0,4052	0,2014	0,6165	invg
$\varepsilon_t^L$	1,0	0,5797	0,4511	0,7223	invg
$\varepsilon_t^m$	1,0	0,1206	0,1176	0,1247	invg

Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 5: Funções impulso-resposta para os choques do modelo



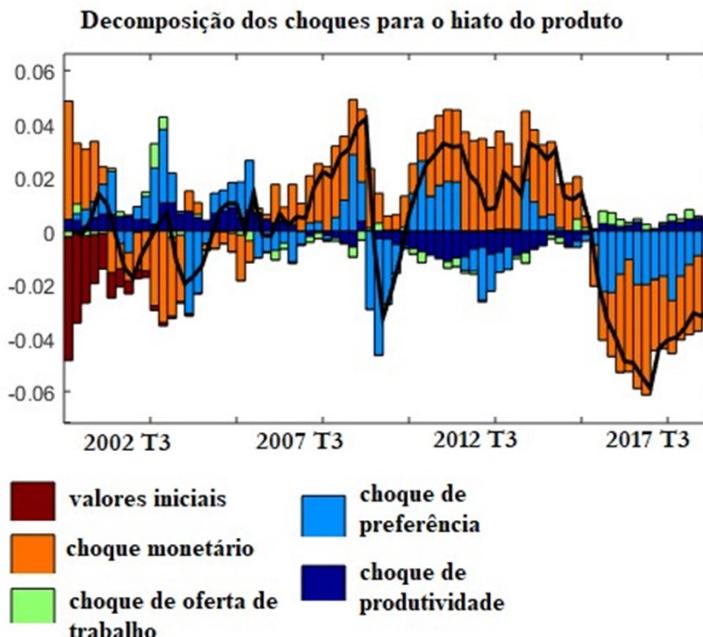
Os gráficos a), b), c) e d) representam os choques de produtividade, de oferta de trabalho (cost-push), monetário e de preferências (demanda), respectivamente. Todos foram definidos para afetarem negativamente o hiato do produto.

Fonte: Elaborada pelos autores.

apresenta as funções impulso-resposta para os quatro choques desse modelo. Na parte a) dessa figura, a melhora na produtividade diminui o custo marginal das firmas no modelo, isto é, por intermédio de uma queda na taxa de juros natural. Na sequência, essa variável diminui o hiato do produto (via curva IS), gerando uma queda na taxa de inflação (curva de Phillips). Esse efeito na produtividade é parcialmente acomodado pela regra de política monetária (regra de Taylor), ou seja, as quedas no hiato do produto e na taxa de inflação influenciam na queda da taxa de juros. Contudo, essa política de acomodação não é suficiente para “fechar” o hiato do produto imediatamente, evento que ocorrerá, em aproximadamente, 12 períodos.

O choque de oferta de trabalho ou choque *cost-push* (paineis b da Figura 5), é o segundo a ser analisado. Aqui, foi dado um choque negativo na desutilidade do trabalho, ou seja, aumentou-se a preferência por trabalho da família. No modelo, este evento é percebido na curva de Phillips, de modo que ocorre uma queda na taxa de inflação. Da mesma forma do que no choque de produtividade, este choque é parcialmente acomodado pela regra monetária, mas diferentemente do choque anterior, o hiato do produto tem um “fechamento” em 4 períodos.

O painel c) da Figura 5 apresenta os resultados de um choque monetário contracionista. O seu canal direto de atuação é na curva IS, aumentando custo intertemporal de consumo corrente, isto é, aumentando a taxa de juros que é o

**Figura 6:** Decomposição dos choques para o hiato do produto

Fonte: Elaborada pelos autores.

preço de se consumir no presente em relação ao futuro, logo ocorre uma queda no hiato do produto. Em seguida, a atividade econômica mais fraca (devido à queda no hiato) diminui a taxa de inflação da economia (curva de Phillips). Esse arrefecimento econômico tem uma persistência de 12 períodos, momento em que o hiato do produto volta para o seu nível de estado estacionário.

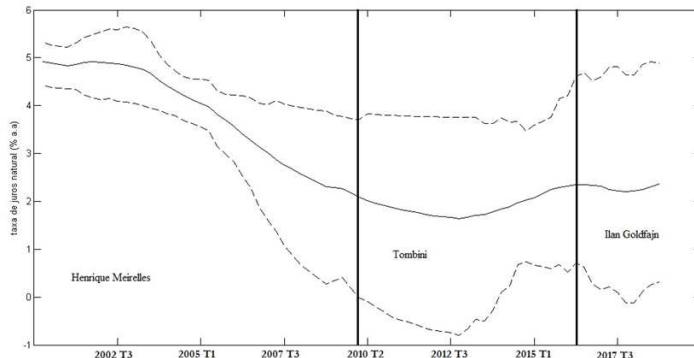
O choque que encerra esta análise é o de preferência intertemporal do consumo ou choque de demanda (painel d) da Figura 5). Aqui, ocorre uma queda na preferência pelo consumo corrente, que diminui o hiato do produto (curva IS), como nos dois primeiros choques, também ocorre uma queda na taxa de inflação (curva de Phillips) e acomodação pela regra monetária (regra de Taylor). Algo a destacar é a persistência desse choque ( $\rho_P = 0,9891$ ), que mantém a taxa de juros em um nível baixo por um tempo maior.

Por fim, ainda nesta linha de análise do comportamento do modelo, a Figura 6 apresenta a decomposição dos choques para o hiato do produto. Nota-se, nessa análise, que o único choque com pouca influência no histórico do hiato do produto é o choque de oferta de trabalho. E os dois maiores destaques são para o choque monetário e o choque de preferência, sendo que tiveram as principais influências na recuperação pós-crise financeira internacional e na crise econômica brasileira com início em 2014.

#### 4.5 Resultados para a taxa de juros natural

Os resultados das estimativas da taxa de juros natural sugerem que essa atravessou um processo de queda entre 2002 e final de 2012, quando passa a apresentar uma tendência de alta que se estabiliza em meados de 2016, tal como exposto na Figura 7. Nesta seção, serão esboçados esses resultados e uma ten-

**Figura 7:** Estimação da taxa de juros natural trimestral anualizada



Fonte: Elaborada pelos autores.

tativa de compreender melhor as trajetórias observadas por meio dos cinco fatores sugeridos na revisão teórica esboçada anteriormente. Para uma exposição mais clara dos resultados, estimou-se uma taxa natural anual de 4,9% no segundo trimestre (T2) de 2000, que alcançou uma mínima de 1,64% em 2012 T4, retornando a 2,35% em 2016 T4, quando passa a apresentar novamente uma redução, até que alcança o patamar de 2,21% em 2017 T4 e sobe novamente para 2,36% um ano depois.

Okazaki e Sudo (2018) expõem as evidências que constatam uma menor taxa de crescimento da tecnologia neutra nos países desenvolvidos, reforçando a hipótese de estagnação secular lançada por Summers (2014). Tal estagnação dessa variável tecnológica, que por sua vez não é diretamente observável, reduziria a taxa de retorno do capital, diminuindo a demanda por fundos para investimentos e, consequentemente, a taxa de juros real também seria reduzida. Embora tais constatações empíricas fossem referentes às economias desenvolvidas, a redução da taxa de retorno do capital desses países estimula, por processo de arbitragem, um fluxo de capital em direção aos países em desenvolvimento que possuem contas de capital relativamente aberta, como no caso brasileiro, aumentando a oferta de fundos nesses países e valorizando a taxa real de câmbio, o que pode colaborar para uma redução da taxa de juros. Adicionalmente, vários estudos sugerem que a produtividade total dos fatores da economia brasileira está relativamente estagnada nas últimas décadas, como sugerido em Ellery Jr (2017) e BNDES (2018), reforçando a possibilidade desse canal atuar sobre a taxa natural da economia brasileira.

Segundo aqueles autores, há uma correlação entre a intermediação financeira e a taxa de juros reais. Novas tecnologias e mudanças institucionais que reduzem o custo das intermediações financeiras também contribuem para uma redução da taxa natural. Uma vez ocorridas essas alterações, a taxa de juro das operações de intermediações financeiras é reduzida, diminuindo a quantidade demandada de recursos necessário para a realização de investimentos, além de reduzir o custo marginal das empresas.

No caso brasileiro, reformas microeconômicas que afetam a eficiência dos contratos de crédito, ocorridas entre 2003 e 2005, tais como a regulamentação do crédito consignado, a nova Lei de Falência, instituição do patrimônio de afetação, possibilitam a redução da taxa de juro do crédito e aumentam a efici-

ciência da política monetária o que pode ter acionado os canais descritos no parágrafo anterior e contribuído para a redução da taxa natural. Somando-se a isso, a redução da relação dívida/PIB (tanto da dívida bruta do governo geral quanto da dívida líquida) observada entre o início de 2002 e final de 2013 e consequente diminuição do prêmio de risco dessa dívida, também são fatores potenciais para a redução da taxa natural.

A reversão de tais tendências podem ser vista com uma piora na eficiência do mercado de crédito brasileiro e com o aumento da inflação verificado entre os anos de 2012 a 2015. A expansão de crédito direcionado por parte dos bancos públicos promoveu um aumento da dívida bruta e da taxa de juros implícita da dívida. Como consequência desses fatores, a taxa básica da política monetária brasileira se elevou, saindo de 7,25% a.a. em maio de 2013 para 14,25% em julho de 2015. Finalmente, em 2015, o Brasil perde a condição de *investment grade*.

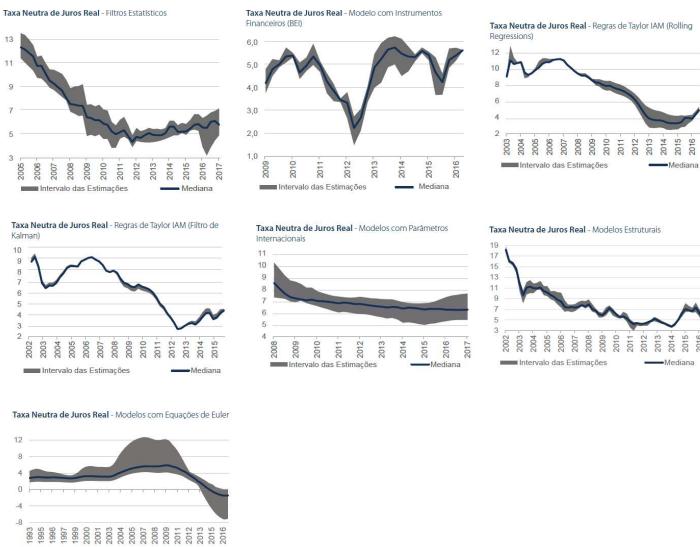
Como visto anteriormente, a taxa natural volta a se estabilizar no final de 2016 diante de um aumento na credibilidade da autoridade monetária e da política monetária, refletindo o grau de ancoragem das expectativas de inflação (VAL *et al.*, 2017). Outro fator que pode ter contribuído para a redução das taxas real e natural é a mudança da taxa de juro de empréstimo do BNDES, que teve seu subsídio reduzido quando deixa de ser usada a antiga TJLP (Taxa de Juros de Longo Prazo) e entra em vigor a TLP (Taxa de Longo Prazo).

Okazaki e Sudo (2018) consideram a literatura que explora a relação entre o envelhecimento da população provocado pela redução da taxa de fertilidade e o declínio da taxa de juros. Isso deve-se à consequente redução da taxa de crescimento da oferta de trabalho e aumento do capital devido aos maiores incentivos para poupar. As mudanças demográficas citadas também são observadas no Brasil. De fato, independente da variação da idade média da população, segundo dados do Banco Mundial, a taxa bruta de poupança doméstica no Brasil cresce em um ritmo mais rápido que a taxa de investimento entre os anos de 2001 e 2011, saindo de 16,55% do PIB para 21,05%, quando se inicia uma trajetória de forte redução e atinge 15,37% em 2016 e retorna a 15,95% em 2018. Nota-se que a trajetória da taxa natural de juros é coerente com a trajetória da taxa de poupança doméstica. Vale ressaltar que a mesma série para o grupo de países considerados de renda média alta apresenta um valor de 32,9% em 2017 e para o grupo renda média 30,9%, isto é, mais que o dobro do que o verificado no Brasil.

Mudanças na estrutura de demanda das famílias, em particular no fator de desconto (um aumento do parâmetro Beta da equação (4)), são apontadas pelos autores como potencial fonte de alterações nas taxas naturais de juros. Segundo os autores, há evidências empíricas que sugerem que variações no comportamento na demanda das famílias, causadas pelo fator desconto, podem ter sido uma das principais causas para as variações da taxa natural de juros da economia japonesa (IIBOSHI; SHINTANI; UEDA, 2018). Tal hipótese para a economia brasileira, embora não testada pelo modelo do presente artigo, é uma condição a ser verificada.

Para dar mais robustez aos resultados do presente trabalho, compararamos nossas estimativas com os resultados de trabalhos semelhantes realizados recentemente, como pode ser observado nas Figuras 1 e 2. No estudo do Itaú Asset Management (2017), verifica-se a estimativa da série para a taxa neutra de juros da economia brasileira utilizando várias metodologias e, por fim, a mediana. Nota-se uma trajetória semelhante à do presente trabalho. As mes-

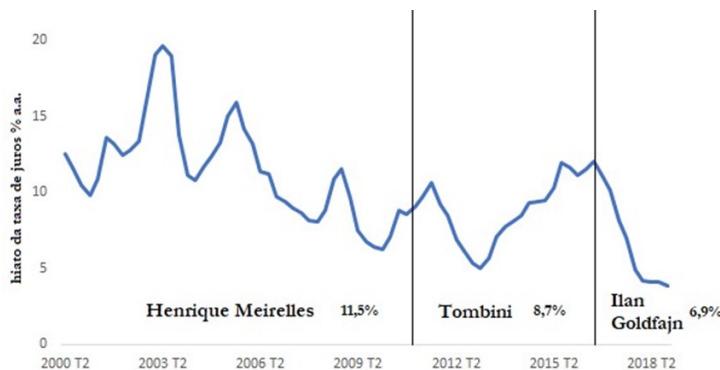
**Figura 8:** Taxa de juros natural – diversos modelos – realizada por Itaú Asset Management (2017)



mas semelhanças são encontradas no trabalho realizado por Pereira e Valecico (2019) pelo Depec do Bradesco, o que sugere também a importância da variável para tomadas de decisões do sistema financeiro. No estudo do Banco Central do Brasil (2019) citado anteriormente, a tendência para o recorte temporal de 2010 a 2018 é semelhante também ao encontrado pelo modelo deste artigo. O estudo ressalta a importância dessa informação para a condução da política monetária e as dificuldades inerentes à estimativa de uma série para uma variável não observada e, ainda, estende a série até novembro de 2019. Pode-se observar, portanto, uma tendência de redução da taxa natural nos últimos trimestres.

Por fim, uma outra relação importante revelada pelos resultados do artigo é o hiato da taxa de juros - a diferença entre as taxas de juros real observada e a taxa natural (Figura 9). De acordo com as estimativas do modelo, a política monetária implementada pelo Banco Central do Brasil no início do mandato de Henrique Meireles (primeiro governo Lula) foi conservadora, elevando o hiato para o maior patamar mensurado pela série estimada. Uma possível justificativa para tal ação da política monetária se dá pelo fato de que a inflação medida pelo IPCA foi de 12,53% em 2002, atingindo o pico histórico pós-estabilização inflacionária ocorrida com o Plano Real, diante do aumento do prêmio de risco durante o processo eleitoral de 2002, que indicava a vitória de um candidato com um histórico de defesa do default da dívida pública (FAVERO; GIAVAZZI, 2004). Era, portanto, necessário construir a reputação da autoridade monetária.

Posteriormente, aproveitando a maior credibilidade do Banco Central, observa-se uma trajetória de declínio do hiato até alcançar um valor mínimo no segundo semestre de 2013. Na sequência, observa-se uma política monetária mais frouxa, em um ambiente de aceleração inflacionária com o IPCA rompendo o teto da meta estipulada pelo CMN (Conselho Monetário Nacional) em 2015 e atingindo, pela primeira vez desde 2002, um valor anual maior que 10%, com consequentes perdas de reputação de tal política. Assim, pos-

**Figura 9:** Hiato das taxas de juros

Fonte: Elaborada pelos autores.

teriormente, o hiato volta a subir até o terceiro semestre de 2016 para conter a aceleração do aumento do nível de preços, até que, com a redução das expectativas de inflação diante de um aumento da credibilidade da autoridade monetária, o hiato passa a apresentar uma trajetória de baixa e alcança o menor valor da série estimada no quarto trimestre de 2018.

## 5 Conclusões

No presente artigo foi utilizado um modelo novokeynesiano com abordagem DSGE baseado em [Gali \(2008\)](#) e calibrado para a economia brasileira com o intuito de modelar o comportamento de uma variável não observada, no caso a taxa natural de juros, tal como sugerido pela equação (3). Em síntese, os resultados encontrados sugerem uma queda quase contínua da taxa natural da economia brasileira entre os anos de 2002 e 2012, interrompida por uma tendência de alta que dura até o final de 2016, quando a variável passa a apresentar relativa estabilidade.

Embora estimar uma série para uma variável econômica dessa natureza seja algo complexo e os resultados tenham que ser vistos sempre com cautela, trata-se de uma informação relevante, uma vez que é uma referência para a política monetária e para o mercado de títulos da dívida pública. Se a taxa de juros observada está em um patamar acima da taxa observada, pode-se induzir uma tendência de baixa daquela, o que, por sua vez, motiva a compra de títulos prefixados da dívida pública no mercado secundário.

Os resultados do artigo também sugerem uma trajetória de redução do hiato entre as taxas de juros observada e a natural (Figura 9) à medida em que a política monetária ganha credibilidade e a taxa de inflação passa a se manter dentro do intervalo concebido pelo regime de meta de inflação. Os anos de 2002 e 2003 tiveram o IPCA acima do teto da meta e o de 2004 ficou levemente abaixo. Entre 2005 e 2010, os resultados foram satisfatórios no sentido de atingir a meta de inflação e pôde-se observar a redução do hiato até meados de 2010. Na sequência a taxa de inflação observada passa a se aproximar do teto e, finalmente, entre 2012 e 2016 o hiato passa a ter um comportamento ascendente devido à política monetária mais acomodatícia. A partir de 2016, provavelmente devido à recuperação da credibilidade do Banco Central, o hiato volta a diminuir.

Na subseção 4.4 foram realizados alguns testes com choques exógenos apresentados por meio de funções impulso resposta para verificar a calibragem do modelo. Os resultados indicam que as variáveis endógenas do modelo reagiram aos choques de acordo com o esperado pela literatura. Adicionalmente, foi apresentada a decomposição dos choques para o hiato do produto, com destaque para a participação para o choque monetário e de preferência dos agentes, com influência menor do choque de oferta de trabalho.

Dessa forma, o presente artigo apresentou um método alternativo para estimar a taxa de juros natural e aplicou-o à economia brasileira. Os resultados foram condizentes aos observados na literatura sobre o tema e os fatos estilizados observados na economia brasileira para o período estimado.

## Referências

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Proxy da taxa de juros estrutural implícita nas expectativas da pesquisa Focus*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2019. (Estudo Especial nº 71/2019).
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Taxa de juros estrutural e condução da política monetária no Brasil*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2017. (Relatório de inflação do Banco Central do Brasil de fevereiro de 2017).
- BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL — BNDES. *Perspectivas DEPEC 2018: o crescimento da economia brasileira 2018-2023*. Rio de Janeiro: BNDES, 2018.
- BARCELLOS NETO, P. C. F. D.; PORTUGAL, M. S. The natural rate of interest in Brazil between 1999 and 2005. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, p. 103–118, 2009.
- BLANCHARD, O. Is there deflation or inflation in our future? *VOX CEPR Policy Portal*, 2020.
- BLANCHARD, O. J.; SUMMERS, L. H. Automatic stabilizers in a low-rate environment. *AEA Papers and Proceedings*, v. 110, p. 125–30, 2020.
- BRAND, C.; BIELECKI, M.; PENALVER, A. *The natural rate of interest: estimates, drivers, and challenges to monetary policy*. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2018. (ECB Occasional Paper, v. 217).
- CARNEY, M. A monetary policy framework for all seasons. In: *Remarks at the US Monetary Policy Forum*. New York: [s. n.], 2012. v. 24.
- CASTRO, M. R. et al. SAMBA: Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 35, n. 2, p. 103–170, 2015.
- CAVALCANTI, M. A.; VEREDA, L. *Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2011. (Texto para Discussão No. 1588).

CONSTÂNCIO, V. The challenge of low real interest rates for monetary policy. *Macroeconomics Symposium at Utrecht School of Economics*, v. 15, 2016.

COSTA JUNIOR, C. J.; CINTADO, A. C. G.; SAMPAIO, A. V. Post-2008 Brazilian fiscal policy: an interpretation through the analysis of fiscal multipliers. *Estudos Econômicos*, v. 47, p. 93–124, 2017.

DEL NEGRO, M. et al. Safety, liquidity, and the natural rate of interest. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2017, p. 235–316, 2017.

DOOJAV, G.; GANTUMUR, M. Measuring the natural rate of interest in a commodity exporting economy: Evidence from Mongolia. *International Economics*, 2019.

DUARTE, J. Measuring the natural interest rate in Brazil. *Institute of Brazilian Business and Public Management Issues*, 2010.

ELLERY JR, R. Produtividade total dos fatores no Brasil no período pós-reformas. *Economia Aplicada*, v. 21, n. 4, p. 617–633, 2017.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. *Inflation targeting and debt: lessons from Brazil*. Cambridge, MA: NBER, 2004. (Working Paper 10390).

FISHER, J. D. The dynamic effects of neutral and investment-specific technology shocks. *Journal of Political Economy*, v. 114, n. 3, p. 413–451, 2006.

FUJIWARA, S. et al. Developments in the natural rate of interest in Japan. *Bank of Japan Review*, 2016.

GAGNON, E.; JOHANNSEN, B. K.; LOPEZ-SALIDO, D. Understanding the New Normal: The Role of Demographics. *Board of Governors of the Federal Reserve System (US)*, 2016.

GALI, J. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2008.

IIBOSHI, H.; SHINTANI, M.; UEDA, K. *Estimating a nonlinear new Keynesian model with the zero lower bound for Japan*. Canberra: Australian National University, 2018. (CAMA Working Paper No. 37).

ITAÚ ASSET MANAGEMENT. *Taxa Neutra de Juros no Brasil*. São Paulo: Itaú, 2017.

KANCKZUK, F. Juros reais e ciclos reais brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, p. 249–267, 2002.

KAPLAN, R. S. et al. *The Neutral Rate of Interest*. Dallas, TX: Federal Reserve Bank of Dallas, 2018.

LAUBACH, T.; WILLIAMS, J. C. Measuring the natural rate of interest. *Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 4, p. 1063–1070, 2003.

- LAUBACH, T.; WILLIAMS, J. C. Measuring the natural rate of interest redux. *Business Economics*, v. 51, n. 2, p. 57–67, 2016.
- MÉSONNIER, J.; RENNE, J. A time-varying “natural” rate of interest for the euro area. *European Economic Review*, v. 51, p. 1768–1784, 2007.
- NERI, S.; GERALI, A. Natural rates across the Atlantic. *Journal of Macroeconomics*, v. 62, 2019.
- OKAZAKI, Y.; SUDO, N. *Natural rate of interest in Japan: Measuring its size and identifying drivers based on a DSGE model*. Tokyo: Bank of Japan, 2018. (Working Paper No. 18-E-6).
- PEREIRA, R.; VALECICO, I. *Estimativas recentes sugerem taxa neutra de juros abaixo de 3,0% no Brasil*. Osasco: Destaque Depec-Bradesco, 2019.
- PESCATORI, A.; TURUNEN, J. Lower for longer: Neutral rate in the US. *IMF Economic Review*, v. 64, n. 4, p. 708–731, 2016.
- RIBEIRO, A.; TELES, V. K. Taxa natural de juros no Brasil. *Economia*, v. 14, n. 1c, p. 733–750, 2013.
- RONCHI NETO, A.; CANDIDO, O. Measuring the neutral real interest rate in Brazil: a semi-structural open economy framework. *Empirical Economics*, p. 1–17, 2018.
- SUMMERS, L. H. US economic prospects: Secular stagnation, hysteresis, and the zero lower bound. *Business Economics*, v. 49, n. 2, p. 65–73, 2014.
- VAL, F. de F. et al. *Estimating the Credibility of Brazilian Monetary Policy using Forward Measures and a State-Space Model*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2017. (Working Paper 463).
- VEREDA, Luciano et al. Expectativas de inflação, metas percebidas pelos agentes e credibilidade das autoridades monetárias. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 50, n. 3, 2020.
- YELLEN, J. *Normalizing monetary policy: Prospects and perspectives*. San Francisco, CA: Federal Reserve Bank of San Francisco, 2015.



# ABERTURA COMERCIAL E NÃO LINEARIDADES NA POLÍTICA MONETÁRIA DO BRASIL

LUCAS CHAVES GURGEL <sup>\*</sup>  
ELANO FERREIRA ARRUDA <sup>†</sup>  
ROBERTO TATIWA FERREIRA <sup>‡</sup>

## Resumo

O presente trabalho investiga a existência de assimetrias na política monetária do Brasil considerando níveis distintos de abertura comercial. Para tanto, utilizaram-se informações mensais entre 2003 e 2020 e uma regra de Taylor não linear com efeito limiar (*threshold*) com regressores endógenos. Os resultados mostram que no regime de maior abertura comercial, o efeito do desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta é estatisticamente nulo. Além disso, há um processo de suavização na condução da política monetária brasileira e uma resposta ao hiato do produto em ambos os regimes, com maior resposta no regime de baixa abertura.

**Palavras-chave:** política monetária; taxa de juros; regra de Taylor; abertura comercial.

## Abstract

This paper investigates the existence of asymmetries in monetary policy in Brazil, considering distinct levels of trade openness. For this, monthly information between 2003 and 2020 and a non-linear Taylor rule with threshold effect and endogenous regressors were used. The results show that in the higher trade openness regime, the response to deviations of inflation expectations from its target is statistically null. In addition, there is a smoothing process in the conduct of Brazilian monetary policy and a response to the output gap in both regimes, with greater response in the lower openness trade regime.

**Keywords:** monetary policy; interest rate; Taylor's rule; trade openness.

**JEL classification:** E5, F1, F41

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea188704>

---

<sup>\*</sup> University of Tennessee. Knoxville. E-mail: lucaschavesgurgel@gmail.com

<sup>†</sup> DEA/CAEN/PPGER, Universidade Federal do Ceará. E-mail: elano@ufc.br

<sup>‡</sup> DEA/CAEN, Universidade Federal do Ceará. E-mail: rtf2@uol.com.br

## 1 Introdução

A taxa de juros é o principal instrumento de política monetária que a autoridade monetária do País tem ao seu alcance. Segundo [Dornbusch, Fischer e Startz \(2011\)](#), se corretamente ajustada, a política monetária pode equilibrar a economia no curto prazo. Dessa forma, uma redução na taxa de juros tende a promover um aquecimento da Economia, já um incremento nela tem influência contracionista na atividade econômica. Além disso, em Economias que implementaram o regime de metas de inflação, os movimentos da política monetária devem atuar de modo a garantir o controle inflacionário, a estabilidade da moeda e a ancoragem das expectativas.

Em seu trabalho referência, [Taylor \(1993\)](#) determinou qual seria a função de reação da autoridade monetária americana, *Federal Reserve*, para a determinação da taxa de juros, que estaria em função do desvio da inflação com relação a meta e do hiato entre o produto realizado e o produto potencial. Em seguida, vários economistas realizaram estudos visando averiguar a adequação da relação proposta por Taylor para outros países, dentre eles, destacam-se [Clarida, Galí e Gertler \(1998, 2000\)](#) que, além dos EUA, testaram a regra de Taylor para países europeus com uma conjuntura ligeiramente diferente, utilizando expectativas racionais e o cálculo dos desvios com uma ótica *forward-looking*. Os autores encontram evidências para vários países, inclusive o Brasil, de que a regra de Taylor apresenta regularidade empírica na explicação da dinâmica da taxa de juros e de que a sua não observância tende a ser problemática para a condução da política monetária.

Nesse sentido, [Kydland e Prescott \(1977\)](#) já apontavam para a importância da autoridade monetária seguir regras e estratégias claras na condução da política monetária de forma a ancorar as expectativas dos agentes econômicos e desenvolver credibilidade. Ao passo que, se o Banco Central executa a política monetária de maneira discricionária, suas medidas mostram-se menos eficazes e o custo de políticas desinflacionárias em termos de atividade econômica se torna cada vez maior, dada a redução da credibilidade da autoridade monetária.

No entanto, as economias estão sujeitas a assimetrias em suas relações macroeconômicas sejam elas oriundas de choques internos (crises políticas, problemas de qualidade das instituições, tamanho do mercado interno, etc.) ou externos (oscilações em preços de *commodities*, problemas de contágio de crises em mercados internacionais, crises cambiais etc.). Por exemplo, [Mansilla, Arruda e Ferreira \(2020\)](#) examinaram possíveis assimetrias na dinâmica inflacionária brasileira em regimes distintos de abertura comercial e observam a inexistência do *trade-off* entre inflação e desemprego e a ausência de inércia inflacionária no regime de maior abertura; enquanto, em um cenário de economia menos aberta, a curva de Phillips tradicional se mostra significante. Nesse sentido, estudos recentes como os de [Moura e Carvalho \(2010\)](#) e [Caporale et al. \(2018\)](#) também destacam a possibilidade de um comportamento não linear da política monetária, ou da função de reação do banco central, que também pode ter como fonte o nível de abertura comercial.

Em um estudo recente para avaliar eventuais diferenças na condução da política monetária entre países com níveis distintos de abertura comercial, [Leibovici \(2019\)](#) analisa a regra de Taylor para 26 países no período de 1980 a 2006. As evidências indicam que, em países com maior abertura comercial, o coeficiente estimado do desvio das expectativas de inflação em relação

à meta tende a ser estatisticamente insignificante, ao contrário daqueles relativamente mais fechados.

Essa evidência parece seguir a linha de estudos como os de [Romer \(1993\)](#), que conclui que abertura comercial tende a ser desinflacionária, e de [Watson \(2016\)](#), que argumenta que, em um regime de maior abertura comercial, o aumento da oferta de produtos na economia doméstica promoveria maior concorrência. Nesse cenário, o nível de elasticidade-preço da demanda e os *mark-ups* pretendidos pelas firmas são ajustados aceleradamente, atenuando o *trade-off* entre inflação e desemprego e tornando a curva de Phillips mais *forward-looking*; ou seja, com expectativas mais ancoradas. Assim, espera-se que, em um contexto de maior abertura comercial, a função de reação da autoridade monetária não sofra influência intensa dos desvios das expectativas em relação à sua meta.

Dante do exposto, o presente estudo se propõe a estimar uma função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) não linear tendo como variável *threshold* o grau de abertura comercial, exercício ainda não realizado em estudos dessa natureza. Com base na literatura examinada, a hipótese testada é a de que os desvios das expectativas de inflação em relação à meta tendem a ser estatisticamente insignificantes em regimes de maior abertura comercial. Por outro lado, em um contexto mais fechado, espera-se uma necessidade maior de intervenções da autoridade monetária em resposta a esse indicador. Este exercício empírico fará uso de informações mensais entre janeiro de 2003 e julho de 2020 e modelos econométricos com efeito *threshold* na presença de regressores endógenos, nos moldes de [Caner e Hansen \(2004\)](#).

O presente trabalho se divide em cinco seções. A seção seguinte traz uma revisão de literatura sobre a aplicação da Regra de Taylor no mundo e no Brasil, além de sua associação com a abertura comercial e de outras assimetrias possíveis. Na seção 3, apresenta-se a base de dados, o modelo empírico e a estratégia econometrífica. Na seção seguinte, os resultados são apresentados e discutidos. Por fim, são tecidas as conclusões do estudo.

## 2 Referencial teórico

Desde a década de 1990, vários países adotaram um sistema de metas de inflação como estratégia padrão em seus respectivos Bancos Centrais. [Bernanke e Mishkin \(1997\)](#) apontam como principais vantagens desse movimento: (1) uma maior independência da autoridade monetária; (2) redução da inflação e maior credibilidade da política monetária; (3) diminuição da expectativa sobre a inflação futura; (4) e melhoria da comunicação entre os gestores e o público geral, tornando a política monetária mais transparente.

Além de perseguir originalmente equilíbrio na dinâmica dos preços, há evidências de que a política monetária eventualmente pode influenciar o crescimento econômico, com efeitos, por vezes, “discutíveis”. Todavia, [Basilio \(2013\)](#) argumenta que os movimentos de política monetária devem ser utilizadas para uma pontual estabilização do desempenho econômico no curto prazo e não para uma condução de crescimento de longo-prazo, para qual esta se mostra ineficiente. Portanto, o Banco Central deve se concentrar em resultados mais efetivos para seu âmbito, como a estabilização dos preços e gerenciamento da inflação.

## 2.1 A Regra de Taylor

Estudos sobre a função de reação do Banco Central já foram propostos por economistas de diversos países, um dos mais famoso foi apresentado por John Taylor em 1993, segundo este a autoridade monetária (*Federal Reserve, FED*) ajustaria a taxa de juros com uma função cujas variáveis de entrada são o desvio da inflação com relação a sua meta e a o hiato entre o produto realizado e o produto potencial:

$$R_t = \bar{R} + \pi_t + \beta(\pi_t - \pi^*) + \gamma(Y - Y^*) \quad (1)$$

em que  $R_t$  representa a taxa de juros nominal,  $\bar{R}$  é taxa de juros de equilíbrio de longo prazo. Já  $\pi_t$  e  $\pi^*$  a inflação observada e a meta para a inflação, respectivamente. E  $Y$  é produto observado no período e  $Y^*$  é o produto em pleno emprego (ou produto potencial). Os coeficientes  $\beta$  e  $\gamma$  representa a ponderação para o ajuste na taxa de juros que o *FED* atribui aos desvios com relação à inflação e ao produto, no seu trabalho original, Taylor propôs esses valores como iguais à 0,5.

Após o trabalho seminal de Taylor, vários autores deram suas contribuições para essa formulação da dinâmica da taxa de juros, o que resultou em variações dessa relação. Para cada Banco Central, ou ao longo de diferentes gestões do mesmo BC, os coeficientes podem assumir diferentes valores, revelando assim a estratégia da autoridade monetária em perseguir um maior controle de preços ( $\beta$  mais alto em relação à  $\gamma$ ) ou um estímulo a atividade econômica e o controle do desemprego ( $\gamma$  mais alto em relação à  $\beta$ ). Em adição, podem levar em conta outras variáveis, além da inflação e hiato do produto, ou ainda, considerar outras formas de cálculo para o desvio das variáveis.

Nesse sentido, [Judd e Rudebusch \(1998\)](#) estimam a função de reação do *FED* de 1970 a 1997, para as gestões de Alan Greenspan, Paul Volcker e Arthur Burns, compararam a dinâmica da taxa de juros com os valores preconizados pela fórmula de Taylor. Utilizam as observações para apontar que a gestão de Greenspan apresentou uma boa aderência com a Regra de Taylor, ao passo que a gestão de Burns, por exemplo, os juros ficaram sistematicamente abaixo do sugerido pela Regra, um dos fatores que pode explicar uma inflação mais alta neste período.

Dentre as formulações, aquela proposta por [Clarida, Galí e Gertler \(2000\)](#) mostrou-se apropriada para acompanhar a reação da autoridade monetária em vários países, além dos EUA, para o qual conduziram inicialmente o estudo. Essa formulação propõe que a autoridade monetária, ao reajustar a taxa de juros, leva em conta as expectativas de inflação e de atividade econômica para o período seguinte (*forward-looking*) em vez do desvio efetivamente observado (*backward-looking*).

Além disso, a Regra de Taylor pode ainda ser aumentada para incluir um vetor de variáveis explicativas adicionais. Por exemplo, as autoridades monetárias de países emergentes parecem considerar a taxa de câmbio sua função de reação. [Caporale et al. \(2018\)](#) e [Leibovici \(2019\)](#) utilizaram a seguinte configuração da *Regra de Taylor Aumentada* em seus trabalhos:

$$R_t^* = \bar{R} + \beta [E(\pi_{t+1} | \Omega_t) - \pi^*] + \gamma [E(y_t | \Omega_t) - y_t^*] + \varphi z_t \quad (2)$$

em que  $\pi_{t+1}$  é a taxa de inflação entre os períodos  $t$  e  $t+1$  e  $z_t$  é um vetor de variáveis explicativas adicionais que podem ser inseridas na regressão, como

a taxa de câmbio, por exemplo. O operador  $E$  é o das expectativas com o conjunto de informação disponível  $\Omega_t$ .

É muito comum que essa especificação da taxa de juros nominal considere ainda um mecanismo de suavização por meio da taxa de juros de períodos anteriores. Estes termos mostram-se estatisticamente significantes em vários estudos e revela que diversas autoridades monetárias preferem evitar mudanças abruptas na determinação da taxa de juros. Essa suavização pode aparecer sob a forma de uma autorregressão (processos autorregressivos com maior frequência) ou simplesmente como uma variável explicativa adicional:

$$R_t = \rho R_{t-1} + \beta [E(\pi_{t+1}|\Omega_{t+1}) - \pi^*] + \gamma [E(y_t|\Omega_t) - y_t^*] + \vartheta_t \quad (3)$$

na qual  $\rho \in (0, 1)$  representam o grau de suavização. Além disso, insere-se  $\vartheta_t$  para representar um choque na taxa nominal de juros, sendo um erro aleatório identicamente distribuído com média zero.

Portanto, fica evidente que cada país, dadas as suas peculiaridades conjunturais, desenvolve uma política monetária própria e que a análise da função de reação do Banco Central de cada economia constitui um exercício empírico relevante. Nesse sentido, após seu estudo seminal de 1993, [Taylor \(2000\)](#) traz ainda diversas considerações sobre a aplicação da Regra para países emergentes. Aponta-se que alguma discricionariedade é necessária considerando o cenário de cada país, outras informações como o preço das *commodities*, desemprego, crises de liquidez dos agentes, assim pode ser necessário alterar as taxas de juros para se adequar a conjuntura, mas desaconselha fortemente que isto se torne o padrão, o que acarretaria um descrédito da autoridade monetária.

Considerando os diferentes cenários de cada país, [Moura e Carvalho \(2010\)](#) desenvolveram um estudo para os 7 maiores países da América Latina, testando 16 configurações diferentes da Regra de Taylor para o período de 1998 a 2008. Os autores observaram que a configuração da regra de Taylor tradicional pode explicar bem a política monetária de um país e não explicar a do seu vizinho. Por exemplo, a autoridade monetária da Colômbia parece ter um viés mais *backward-looking*, ao passo que o Brasil e o México já adotam uma estratégia mais *forward-looking*. Os autores também incorporam não linearidades e observam que a reação pode ser mais enérgica quando o desvio do produto em relação ao seu nível potencial é negativo que quando positivo, um fenômeno conhecido como “aversão à recessão”.

[Caporale et al. \(2018\)](#) propuseram, em seu trabalho sobre países emergentes (Indonésia, Israel, Coreia do Sul e Turquia), a existência de não linearidades na função de reação da autoridade monetária. Os autores estimam uma *regra de Taylor aumentada* aos moldes de [Clarida, Galí e Gertler \(2000\)](#) incluindo a taxa de câmbio efetiva e, em seguida, estimam um modelo não linear com efeito *threshold* em que a variável limiar é o nível de inflação. Os autores observam um melhor ajustamento do modelo não linear para as economias emergentes.

Outro estudo relevante nessa perspectiva foi o de [Basilio \(2013\)](#). Na primeira parte do seu trabalho, o autor estima a Regra de Taylor para 43 países com 4 especificações diferentes compreendendo o período de 1995 a 2012. Em seguida, divide os países em grupo de acordo com o nível de significância estatística na resposta para cada desvio (inflação e produto). Em uma segunda parte, o autor relaciona outras variáveis, como a independência da autoridade

monetária, dívida pública, abertura comercial, dentre outras que podem explicar o maior ou menor peso que os Bancos Centrais dos respectivos países atribuem ao desvio da inflação ( $\beta$ ).

Em um estudo mais recente, [Leibovici \(2019\)](#) faz uma estimativa da Regra de Taylor nos moldes de [Clarida, Galí e Gertler \(1998, 2000\)](#) para 26 países nos cinco continentes no período de 1980 a 2006, no qual se observa que a política monetária conduzida pelo BC da maioria dos países segue a Regra de Taylor e que, apesar da magnitude dos coeficientes de ajuste em face dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta variarem entre os países, em geral apresentam significância estatística. Países como os EUA, Japão e Chile respondem significantemente aos desvios tanto na expectativa da inflação como no hiato do produto, alguns outros como Espanha e Austrália respondem apenas aos desvios da expectativa de inflação, outros como Canadá e África do Sul parecem responder apenas aos desvios no desempenho da economia e um quarto grupo de países cujo ambos os coeficientes não apresentam significância estatística em que se enquadram a Dinamarca e Israel. Ressalta-se ainda que todos os países estudados adotam um grau de suavização para a determinação da taxa de juros.

## 2.2 Regra de Taylor no Brasil

No Brasil, com a adoção do sistema de Metas de Inflação em 1999, intensificou-se o debate sobre as formas mais eficazes de mensurar os ciclos econômicos e conduzir as pressões inflacionárias. A Tabela 1 destaca enfoques diferentes entre as gestões do Banco Central do Brasil (BCB), como aponta [Olivindo \(2020\)](#).

Sabe-se que a credibilidade dos gestores da política monetária influencia a previsibilidade dos agentes econômicos. A quebra dessa confiança afeta de maneira direta eficácia da política monetária. Dessa forma, para a manutenção do sistema de metas para inflação e controle de preços faz-se mister uma autoridade monetária que atue de forma sistemática de acordo com regras e/ou estratégias previamente apresentadas à sociedade.

[Mohanty e Klau \(2005\)](#) conduzem uma investigação criteriosa para mercados emergentes, entre eles o Brasil, no período de 1995 a 2002. Seu trabalho aponta que a correlação entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação é altamente positiva, sendo o valor, no caso do Brasil, igual a 0,61 para o período estudado, ressaltando que o país tinha acabado de sair de décadas de hiperinflação. Além disso, encontram que o grau de suavização da taxa de juros na ordem de 0,8.

[Soares e Barbosa \(2006\)](#) também investigam a função de reação do BCB a partir da implementação do sistema de metas para inflação compreendendo o período do ano de 1999 a 2005 e apresentam resultados similares ao do estudo anterior. Em seu trabalho os autores estudam a dinâmica da taxa de juros (em primeira diferença) no curto e no longo prazo, encontrando que o BCB reagiu fortemente ao desvio da expectativa da inflação com relação à meta ( $1,57 < \beta < 3,54$ ). Os autores também observaram significância estatística das oscilações reais da taxa de câmbio na função de reação do BCB no período estudado.

[Moura e Carvalho \(2010\)](#), ao testarem 16 especificações para a Regra de Taylor, concluíram que o Banco Central do Brasil no período de 1999 a 2008 apresentou uma tendência *forward-looking* na determinação da taxa de juros

**Tabela 1:** Gestão do BCB por Períodos

Período	Presidente do BCB	Condução da Política
Mar/1999 a Dez/2002	Armínio Fraga Neto	Política em consonância com metas para inflação, metas de superávit fiscal e câmbio flutuante.
Jan/2003 a Dez/2010	Henrique de Campos Meirelles	Política em consonância com metas para inflação, metas de superávit fiscal e câmbio flutuante. Forte incerteza dos agentes econômicos com a condução da política econômica, em 2003.
Jan/2011 a Jun/2016	Alexandre Antônio Tombini	Política monetária com a redução da taxa de juros e política fiscal direcionada para o investimento, elevação de gastos, concessões de subsídios e intervenção em preços.
Jun/2016 a Fev/2019	Ilan Goldfajn	Retomada da política baseada nas metas para inflação, metas de superávit fiscal e câmbio flutuante.
Mar/2019 até o momento	Roberto Campos Neto	Política de Metas de inflação, redução da taxa de juros, câmbio flutuante. Reforma da previdência aprovada em 2019.

Fonte: Adaptado de [Olivindo \(2020\)](#).

com forte resposta aos desvios da inflação. Os autores constataram ainda assimetrias na condução da política monetária em relação aos desvios da inflação e do produto, com uma reação mais enérgica quando a inflação permanece abaixo da meta ou quando o produto está abaixo do potencial.

[Souza Júnior e Caetano \(2014\)](#) estimam a função de reação do Banco Central no período compreendido do final de 2001 ao final de 2013 nos moldes de [Clarida, Galí e Gertler \(2000\)](#) e utilizando o método dos Momentos Generalizados (GMM). Os autores compararam duas metodologias para o cálculo do PIB potencial e, portanto, do hiato do produto: por meio de uma função de produção e o filtro de Hodrick e Prescott. Os resultados indicam que as estimativas geradas pelo filtro HP parece se adequar bem ao cenário brasileiro e que o ganho de se utilizar uma função de produção não se justifica.

[Barbosa, Camêlo e João \(2016\)](#) seguem a formulação proposta por [Soares e Barbosa \(2006\)](#) estendendo sua investigação da taxa de juros natural do Brasil e a Regra de Taylor para os governos de Lula e Dilma compreendendo o período de 2003 a 2015. Como resultados apresentados, tem-se que o coeficiente de desvio da inflação encontrado foi de 2,1 e o coeficiente do hiato do produto como sendo 1,2, ambos significativos e bem maiores que os parâmetros propostos originalmente por Taylor de 0,5. Vale destacar que esses trabalhos utilizam a taxa de juros em primeira diferença como variável dependente. Adicionalmente, os autores observaram uma forte mudança na política monetária no governo Dilma.

Introduzindo a discussão de possíveis não linearidades na função de rea-

ção do BCB, [Medeiros \(2014\)](#) utiliza o método da regressão quantílica inversa (RQIV) para estimar a função de reação do BCB e detectar possíveis não linearidades. Seus resultados apontam para a prevalência das expectativas nos moldes *forward-looking* em vez da *backward-looking* na determinação da dinâmica da taxa de juros e para a existência de não linearidades ao longo dos quantis analisados. Em um segundo momento, a autora utiliza o método de *bootstrap* com regressores fixados por [Hansen \(2000\)](#) para avaliar a existência de quebras estruturais na função de reação do BCB, e conclui que houve uma quebra significativa na linearidade dos componentes da Regra de Taylor brasileira com a mudança de gestão de Fraga para Meirelles (ver gestões do BCB na Tabela 1).

Na mesma linha, [Fonseca, Oreiro e Araújo \(2018\)](#) utilizam um vetor autoregressivo com mudanças markovianas (MS-VAR) para os anos após a implementação do sistema de metas de inflação (2000-2013). Os resultados observados não permitem rejeitar a hipótese de que a função de reação do Brasil possui um forte componente não linear, com significância estatística de 1%. Os autores apontam dois regimes distintos: o primeiro ocorre majoritariamente do período de 2000 a 2007, e o segundo de 2007 a 2013 em que, como também atestado por [Barbosa, Camêlo e João \(2016\)](#), a política monetária foi mais intervencionista, acarretando efeitos sobre a dívida pública e sobre a taxa de câmbio.

[Olivindo \(2020\)](#) utiliza a estratégia do *Dynamic Model Averaging (DMA)* para investigar as não linearidades da função de reação do BCB entre 2003 e 2017. As evidências indicam mudanças na condução da política monetária brasileira, que apresentou um maior foco na estabilização dos preços no início do período analisado e um relaxamento dessa política durante a gestão Tombini.

A economia brasileira, além de acumular fatores como alto endividamento governamental (dívida pública/PIB) e baixa integração nas cadeias globais de comércio (em termos de taxa de abertura comercial), tem experimentado mudanças na condução da política monetária nos ciclos políticos. Esses fatores afetam fortemente a eficácia da política monetária.

Diante do exposto, percebe-se que a maioria dos estudos buscam estimar a função de reação do banco central para os diferentes governos com diferentes especificações da regra de Taylor em sua maioria não levando em conta a abertura comercial, estando esta apenas indiretamente associada por meio da taxa de câmbio. Esta pesquisa pretende contribuir neste sentido, estimando uma função de reação para a autoridade monetária brasileira com dados mensais de janeiro de 2003 até junho de 2020 considerando regimes distintos de abertura comercial.

### 2.3 Política Monetária e Abertura Comercial

Para um cenário de economia mais aberta, ou forte dependência do capital estrangeiro, [Clarida, Galí e Gertler \(2002\)](#), [Lombardo e Ravenna \(2014\)](#) e [Caporale et al. \(2018\)](#) ressaltam a importância de não ignorar variáveis que podem influenciar a níveis significativos a política do Banco Central, como a taxa de câmbio, a inflação externa ou choques para países de grande relevância comercial para o País em análise.

Paralelamente, [Romer \(1993\)](#), por meio de dados de 114 países de 1973 a 1988, mostra que uma maior abertura comercial está negativamente relacio-

nada com a inflação, dado que os benefícios de uma expansão monetária não antecipada pelos agentes são decrescentes em relação ao nível de abertura, uma vez o viés inflacionário das ações discricionárias da autoridade monetária tendem a se agravar.

Já Watson (2016) aponta que, diante de uma maior integração comercial entre as economias, existem duas forças divergentes que atuam sobre a dinâmica da inflação. De um lado, a exposição a um maior nível de competição tende a aumentar a complementariedade empresarial na estratégia de definição dos preços gerando uma maior rigidez de preços. Por outro lado, o ambiente de maior competitividade aumenta o custo de oportunidade de não ajustar o preço, quando seus concorrentes o fazem, levando a alterações mais frequentes nos preços. O efeito líquido dependerá do nível inicial de competição da economia em questão e do grau de abertura comercial.

Mansilla, Arruda e Ferreira (2020) analisam a presença de não linearidades na dinâmica inflacionária do Brasil para níveis distintos de abertura comercial. Os resultados indicam a ausência do *trade-off* entre inflação e desemprego e da inflação inercial no regime de maior abertura; no regime de menor abertura esses indicadores passam a influenciar a dinâmica da inflação.

Portanto, autores como Romer (1993), Watson (2016) e Mansilla, Arruda e Ferreira (2020) analisam os impactos da abertura comercial na atividade econômica e na dinâmica inflacionária. Em síntese, seus resultados apontam para uma inflação mais controlada e menos volátil em situações de maior abertura comercial, tornando a economia menos suscetível a oscilações cíclicas em sua atividade e a reversões abruptas nas expectativas dos agentes econômicos. De forma complementar, Basilio (2013) e Leibovici (2019) analisam como a abertura comercial afeta a função de reação da autoridade monetária (Regra de Taylor).

Em seu trabalho, Basilio (2013), após realizar uma estimativa da função de reação da autoridade monetária para 46 países, relaciona a influência de outros fatores, não listados originalmente na Regra de Taylor que podem afetar indiretamente o coeficiente do desvio da expectativa de inflação, dentre elas, a abertura comercial aparece como uma das variáveis significativas. Países com maior abertura comercial, geralmente possuem inflação mais baixa e o Banco Central responde mais fortemente a desvios na inflação, pois, diante de um aumento súbito de preços, toda a cadeia produtiva seria mais prejudicada do que em uma economia mais fechada. Além disso, o autor expõe que países mais fechados são mais suscetíveis a surpresas inflacionárias, o que pode levar a autoridade monetária a um menor comprometimento com as metas.

Em contrapartida, no estudo para 26 países no período de 1980 a 2006, Leibovici (2019) observa que o coeficiente estimado do desvio das expectativas de inflação em relação à meta tende a ser estatisticamente igual a zero para aquelas economias cujos índices de abertura são mais elevados. Além disso, o autor não chega a evidências conclusivas de que diferentes níveis de abertura comercial podem influenciar o impacto do hiato do produto na função de reação do banco central.

Já Caporale *et al.* (2018) explicam a influência da abertura comercial por meio da inclusão da taxa de câmbio efetiva na função de reação da autoridade monetária de 5 países emergentes asiáticos. Em adição, ao propor um modelo não linear para analisar as possíveis assimetrias na Regra de Taylor, constatam uma melhor adequação de uma função de reação não linear para o caso das economias estudadas.

Nota-se uma tendência para a modelagem não linear da função de reação do Banco Central, como mostram trabalhos recentes com este âmbito, por exemplo, [Medeiros \(2014\)](#), [Fonseca, Oreiro e Araújo \(2018\)](#) e [Olivindo \(2020\)](#). Portanto, em virtude das eventuais assimetrias observadas no comportamento da atividade econômica e na dinâmica inflacionária para níveis distintos de abertura comercial e o avanço recente do uso de modelos não lineares para a modelagem das funções de reação do Banco Central, o presente estudo pretende contribuir nessa linha com a estimativa de uma regra de política monetária não linear para a economia brasileira tendo como variável limiar o nível de abertura comercial, exercício ainda não realizado nessa área.

### 3 Aspectos metodológicos

#### 3.1 Banco de Dados

Como mencionado anteriormente, após o trabalho de [Taylor \(1993\)](#), diferentes especificações do modelo original surgiram na literatura, incluindo a taxa de câmbio, preço de *commodities*, fatores internacionais dentre outras variáveis. Entretanto, dada a finalidade de testar a existência de assimetrias na condução da política monetária na economia brasileira considerando regimes distintos de abertura comercial, opta-se por uma especificação mais tradicional e parcimoniosa, a qual inclui o desvio da expectativa de inflação em relação a sua meta, o hiato do produto e defasagens da taxa de juros, permitindo uma suavização da política monetária, nos moldes de [Clarida, Galí e Gertler \(1998, 2000\)](#).

A taxa de câmbio é utilizada como instrumento. Vários trabalhos usam a (variação) taxa de câmbio real como, por exemplo, [Bonomo e Brito \(2001\)](#) e [Barbosa, Camêlo e João \(2016\)](#), ou a taxa de câmbio nominal, como em [Belaïsch \(2003\)](#). Dessa forma, optou-se por estimar quatro modelos com essas duas variáveis, em nível e em taxa de variação (primeira diferença). Os resultados foram praticamente idênticos e os resultados com a variação da taxa real são apresentados.

Para estimar a função de reação do Banco Central não linear, informações mensais de janeiro de 2003<sup>1</sup> a julho de 2020 são utilizadas. A Tabela 2 apresenta o resumo de cada indicador utilizado e sua fonte.

Em harmonia com a maioria dos trabalhos observados na literatura, utilizou-se a taxa de juros SELIC, disponibilizada no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS), como indicador de taxa de juros. Para a mensuração do hiato do produto, fez-se uso do índice de atividade econômica do Banco Central (IBC-Br) subtraído dos valores obtidos a partir da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott.

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi utilizado como *proxy* para inflação. Empregou-se a série de expectativa média de inflação para os próximos 12 meses, calculada pelo BCB, como variável de expectativas. O desvio das expectativas em relação à meta foi calculado subtraindo-se a meta de inflação deste indicador. Com relação a variável de câmbio, utilizou-se o logaritmo natural da taxa de câmbio efetiva real indexada ao IPCA, também disponível no BCB.

<sup>1</sup>O período amostral foi escolhido em função da disponibilidade de dados para a variável de atividade econômica, Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), que só está disponível a partir de janeiro de 2003.

**Tabela 2:** Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Proxy	Fonte dos Dados
Taxa de Juros	Taxa Selic anualizada	BACEN
Hiato do Produto	Diferença entre IBC-Br e sua tendência gerada pelo filtro HP	BACEN
Inflação	IPCA	BACEN
Desvio das Expectativas em relação à meta	Diferença entre Expectativa média da Inflação – IPCA- para os próximos 12 meses e a meta de inflação	Relatório FOCUS do BACEN.
Taxa de Câmbio Nominal e Efetiva Real	Taxa de Câmbio Nominal e Efetiva Real indexada pelo IPCA	BACEN
Abertura Comercial	Razão entre a soma do valor total das importações e exportações e o PIB	BACEN

Fonte: Elaboração própria.

Nos moldes de [Leibovici \(2019\)](#), o indicador de abertura comercial foi calculado a partir da razão entre a soma das importações e exportações e o Produto Interno Bruto (PIB). Todos os dados também foram retirados do Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS).

### 3.2 Função de Reação da Autoridade Monetária com *threshold*

Em modelos que envolvem expectativas *forward-looking*, diante da provável correlação entre os resíduos e a variável explicativa endógena, deve-se empregar uma modelagem que leve em consideração esse problema, sob pena de obter resultados espúrios. Uma importante alternativa nessa direção é Método dos Momentos Generalizados (GMM).

Como a proposta da pesquisa é a estimativa de uma regra de política monetária não linear, faz-se necessário o uso de uma técnica que, além de introduzir a não linearidade, considere a presença de regressores endógenos. [Caner e Hansen \(2004\)](#) propõem uma modelagem que atende a essas duas necessidades.

Os autores propõem um modelo de regressão *threshold* com variáveis explicativas endógenas. Essa técnica permite a divisão da amostra em grupos que são estabelecidos de acordo com um certo valor da variável *threshold*. Na maioria dos casos, o valor do parâmetro *threshold* é desconhecido e, portanto, deve ser estimado.

Considere uma amostra observada  $\{y_i, z_i, x_i\}_{i=1}^n$ , em que  $y_i$  é o valor real observado,  $z_i$  é um vetor com dimensão  $m$  que inclui os regressores, inclusive as variáveis endógenas, e  $x_i$  é um vetor de dimensão  $k$  com os instrumentos do modelo (ressalta-se que  $k \geq m$ ). Além disso, a variável *threshold*  $q_i = q(x_i)$  é um elemento ou função do vetor  $x_i$  e deve ter distribuição contínua.

O modelo pode ser representado da seguinte forma:

$$y_i = \begin{cases} \theta'_1 z_i + e_i, & q_i < \gamma \\ \theta'_2 z_i + e_i, & q_i \geq \gamma \end{cases} \quad (4)$$

Ou simplesmente:

$$y_i = \theta'_1 z_i I(q_i \leq \gamma) + \theta'_2 z_i I(q_i > \gamma) + e_i \quad (5)$$

O modelo permite que os parâmetros da regressão  $\theta_1$  e  $\theta_2$  variem dependendo do valor de  $\gamma$ . A estimativa ocorre em três etapas. Primeiramente, monta-se uma forma reduzida de regressão por mínimos quadrados ordinários (LS) para se obter um valor previsto para as variáveis endógenas. Em seguida, estima-se o valor de limiar ou *threshold* por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) utilizando os valores obtidos para a variável endógena e os demais regressores, nos moldes de Hansen (2000). Por fim, após a separação das amostras, emprega-se o método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) ou método dos momentos generalizados (GMM) para o cálculo dos coeficientes em cada regime ou subamostra analisada. Essas etapas são detalhadas a seguir.

Para a estimativa da forma reduzida, utiliza-se a estrutura:

$$\begin{aligned} z_i &= g(x_i, \pi) + u_i, \\ E(x_i, u_i) &= 0 \end{aligned} \quad (6)$$

em que  $\pi$  é um vetor de parâmetros  $p \times 1$  que mapeia  $R^k \times R^p$  em  $R^m$ . A função  $g(\cdot)$  é conhecida, mas o vetor  $\pi$  deve ser estimado. Para a função  $g(\cdot)$ , Caner e Hansen (2004) afirmam que podem ser admitidas diversas formas reduzidas. Os autores expõem duas formas, uma linear (eq. (7)) e outra não linear (eq. (8)), descritas abaixo:

$$g(x_i, \pi) = \Pi' x_i \quad (7)$$

em que  $\Pi$  é uma matriz  $k \times m$ .

$$g(x_i, \pi) = \Pi'_1 x_1 I(q \leq \rho) + \Pi'_2 x_2 I(q > \rho) \quad (8)$$

Para a estimativa do parâmetro  $\pi$ , prossegue-se uma regressão de mínimos quadrados ordinários quando a função  $g(\cdot)$  é assumida como uma forma reduzida linear. Suponha a seguinte partição para  $z_i = (z_{1i}, z_{2i})$ , em que  $z_{2i} \in x_i$  é a parcela exógena e  $z_{1i}$  é a parte endógena. Em paralelo, tem-se  $g = (g_1, g_2)$ . Assim, a forma reduzida com o parâmetro  $\pi$  aplica-se somente à  $g_1$ , ou seja, a parcela envolvida com a parte endógena da variável  $z_i$  para a qual se busca prever os valores.

Assim, a estimativa de mínimos quadrados seguirá a equação:

$$\hat{\pi} = \arg \min_{\pi} \det \left( \sum_{i=1}^n (z_{1i} - g_1(x_i, \pi))(z_{1i} - g_1(x_i, \pi))' \right) \quad (9)$$

Depois de estimar  $\hat{\pi}$ , os valores previstos para  $z_i$  na primeira etapa do processo do modelo serão dados por:

$$\widehat{z}_i = \widehat{g}_i = g_i(x_i, \hat{\pi}) \quad (10)$$

Após a estimação da forma reduzida, procede-se a obtenção do valor *threshold* estimado, extraído nos moldes de [Hansen \(2000\)](#). Por fim, conhecidos os grupos amostrais separados pelo valor limiar, aplica-se o método dos momentos generalizados (GMM) em cada subamostra para o cálculo dos coeficientes da equação estrutural (5),  $\theta'_1$  e  $\theta'_2$ . Esse processo é descrito a seguir.

Sejam  $\widehat{X}_1, \widehat{X}_2, \widehat{Z}_1, \widehat{Z}_2$ , as matrizes obtidas dos vetores de informação  $x_i$  (para os instrumentos) e  $z_i$  para as variáveis endógenas e o subíndice 1 e 2 refere-se à qual subamostra a matriz está relacionada, sendo 1 para valores menores que o limiar e 2 para os valores maiores que o limiar. Os coeficientes da estimação de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) serão:

$$\widetilde{\theta}_1 = \left( \widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \left( \widehat{X}_1' \widehat{X}_1 \right)^{-1} \widehat{X}_1' \widehat{Z}_1 \right)^{-1} \left( \widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \left( \widehat{X}_1' \widehat{X}_1 \right)^{-1} \widehat{X}_1' Y \right) \quad (11)$$

$$\widetilde{\theta}_2 = \left( \widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \left( \widehat{X}_2' \widehat{X}_2 \right)^{-1} \widehat{X}_2' \widehat{Z}_2 \right)^{-1} \left( \widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \left( \widehat{X}_2' \widehat{X}_2 \right)^{-1} \widehat{X}_2' Y \right) \quad (12)$$

Os resíduos serão calculados por:

$$\widetilde{e}_i = y_i - z_i' \widetilde{\theta}_1 I(q \leq \gamma) - z_i' \widetilde{\theta}_2 I(q > \gamma) \quad (13)$$

De posse dos resíduos, as matrizes de peso para o GMM são obtidas por meio de:

$$\widetilde{\Omega}_1 = \sum_{i=1}^n x_i x_i' (\widetilde{e}_i)^2 I(q \leq \gamma) \quad (14)$$

$$\widetilde{\Omega}_2 = \sum_{i=1}^n x_i x_i' (\widetilde{e}_i)^2 I(q > \gamma) \quad (15)$$

Assim, os estimadores  $\theta_1$  e  $\theta_2$  são:

$$\widehat{\theta}_1 = \left( \widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \left( \widetilde{\Omega}_1 \right)^{-1} \widehat{X}_1' \widehat{Z}_1 \right)^{-1} \left( \widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \left( \widetilde{\Omega}_1 \right)^{-1} \widehat{X}_1' Y \right) \quad (16)$$

$$\widehat{\theta}_2 = \left( \widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \left( \widetilde{\Omega}_2 \right)^{-1} \widehat{X}_2' \widehat{Z}_2 \right)^{-1} \left( \widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \left( \widetilde{\Omega}_2 \right)^{-1} \widehat{X}_2' Y \right) \quad (17)$$

Os autores demonstram que esses estimadores são consistentes e assintoticamente normais. Assim, utiliza-se o modelo acima proposto com regressores endógenos para estimar os coeficientes da Regra de Taylor<sup>2</sup>, conforme descreve-se a seguir.

$$\begin{aligned} R_t^* = & \{ \rho_1^1 R_{t-1} + \rho_2^1 R_{t-2} + \rho_3^1 R_{t-3} + \rho_4^1 R_{t-4} + \beta^1 [E(\pi_{t+1} | \Omega_{t+1}) - \pi^*] \\ & + \gamma^1 [y_t - y_t^*] \} I(\text{Abertura} \leq \varphi) + \{ \rho_1^2 R_{t-1} + \rho_2^2 R_{t-2} + \rho_3^2 R_{t-3} \\ & + \rho_4^2 R_{t-4} + \beta^2 [E(\pi_{t+1} | \Omega_{t+1}) - \pi^*] + \gamma^2 [y_t - y_t^*] \} I(\text{Abertura} > \varphi) \end{aligned} \quad (18)$$

em que  $I(\cdot)$  é uma função indicadora. Abertura é a variável limiar utilizada, medida pela razão entre a soma das exportações e importações e o PIB, e  $\varphi$  é o seu valor de limiar estimado endogenamente na segunda etapa do método proposto por [Caner e Hansen \(2004\)](#) explicado anteriormente.

<sup>2</sup>A análise preliminar do correlograma e depois dos resíduos mostram que o uso de 4 defasagens é necessário para que não haja autocorrelação serial nos erros.

Em suma, a equação (18) é estimada em um processo de três etapas: i) utiliza-se regressão de mínimos quadrados para estimar a forma reduzida para as variáveis endógenas (desvio das expectativas de inflação *forward-looking*, neste caso); ii) estima-se o parâmetro limiar a partir da forma reduzida e divide-se as amostras nos moldes de Hansen (2000); iii) utiliza-se o Método dos Momentos Generalizados (GMM) para a estimativa da regra de política monetária em cada subamostra de modo a obter os coeficientes para os respectivos cenários de menor ou maior abertura comercial. O desvio das expectativas de inflação defasado em 1 período e a taxa de câmbio defasada em 1 período são utilizados como instrumentos nessa etapa do processo de estimativa.

#### 4 Resultados

Inicialmente foram realizados testes para verificar a estacionariedade das séries empregadas, a partir dos testes de Dickey Fuller Aumentado (ADF), cuja hipótese nula é a presença de raiz unitária e o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), cuja hipótese nula é que a série analisada é estacionária. De acordo com os resultados apresentados na Tabela 3, há evidências de que, exceto pelas variáveis de câmbio, as séries utilizadas são processos I(0), ou seja, não possuem raiz unitária a um nível de significância de 5%.

Os resultados de ambos os testes indicam que a taxa de câmbio nominal é I(1), ou seja, possui uma raiz unitária. No caso da taxa efetiva real, o teste ADF indica que a série é I(1), mas o KPSS possui resultado contrário, favorecendo a estacionariedade dessa variável.

Como mencionado anteriormente, há trabalhos que usam a (variação) taxa de câmbio real e outros a taxa de câmbio nominal. Nesse trabalho, foram estimados quatro modelos com essas duas variáveis, em nível e em primeira diferença. Os resultados foram praticamente idênticos e os resultados com a taxa real são apresentados. A similaridade dos resultados com as diferentes taxas de câmbio não é uma surpresa, dado o elevado coeficiente de correlação, em torno de 0,84, entre essas variáveis.

Em seguida, utiliza-se o teste proposto por Hansen (1996, 2000) para testar a hipótese nula de linearidade contra a alternativa de um modelo com efeito limiar. Em seguida, caso o modelo linear seja rejeitado, testa-se a hipótese de um modelo com um efeito limiar (dois regimes) versus a alternativa de dois limiares (três regimes) e assim sucessivamente até que a hipótese nula não seja rejeitada e o número de regimes definido. A Tabela 4 sintetiza os resultados obtidos.

Os resultados da Tabela 4 mostram que a hipótese nula de linearidade é rejeitada e que a hipótese de apenas um limiar não é rejeitada, indicando como especificação adequada uma regra de política monetária não linear com dois regimes. Em seguida, empregou-se a estratégia metodológica proposta por Caner e Hansen (2004) conforme descrita na seção anterior<sup>3</sup>.

O valor *threshold* estimado no modelo foi de 0,1921; ou seja, uma taxa de abertura comercial na ordem de 19,21%. Dividiu-se, portanto, a amostra em duas subamostras; uma descreve um regime de baixa abertura comercial,

<sup>3</sup>Vale destacar que, nos moldes de Leibovici (2019), o mesmo modelo foi estimado utilizando como medida de abertura a razão entre as exportações e o PIB. Os resultados se mostraram semelhantes.

**Tabela 3:** Resultados Testes de Raiz Unitária

Variável	ADF	KPSS
Taxa de Juros	-3,39 [-2,87]	0,49* [0,73]
Desvio das Expectativas	-6,34 [-2,87]	0,26 [0,46]
Hiato do Produto	-5,85 [-2,87]	0,03 [0,46]
Abertura Comercial	-3,04 [-2,87]	0,33 [0,46]
Taxa de Câmbio Nominal	0,15 [-2,87]	0,95 [0,46]
Taxa de Câmbio Efetiva Real	-2,24 [-2,87]	0,40 [0,46]

Nota: Valor crítico dos testes ao nível de significância 5% entre colchetes.

Vale ressaltar que a hipótese nula do teste ADF é a de que as séries possuem raiz unitária, enquanto no KPSS é a de que as séries são estacionárias. \* Estacionária a 1% de significância.

**Tabela 4:** Resultado do Teste de não linearidade

Teste de não Linearidade	Estatística de Teste	Valor Crítico
Modelo linear vs. Modelo não linear (2 Regimes)	30,00*	21,87
Modelo não linear (2 Regimes) vs. Modelo não linear (3 Regimes)	14,60	24,17

Nota: \* Significante a 5%.

com 90 observações, e a outra representa o regime alta abertura comercial, que dispõe de 115 observações. O gráfico na figura 1 mostra a evolução da abertura comercial brasileira e o valor *threshold* estimado.

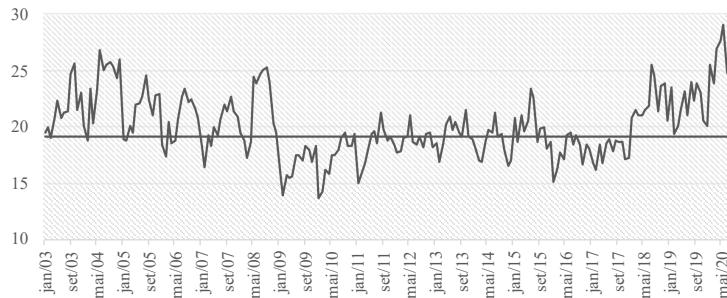
Inicialmente, vale destacar que o gráfico confirma as evidências de que a economia brasileira ainda apresenta taxas de abertura comercial bastante discretas<sup>4</sup>, com uma taxa de abertura média na ordem de 20,13% e valor máximo em 28,9%. Autores como [Arruda e Martins \(2020\)](#) e [Mansilla, Arruda e Ferreira \(2020\)](#) também destacam essa questão.

No período de 2003 a 2018, observou-se um cenário externo favorável para a economia brasileira, com forte alta nos preços das *commodities* e desvalorização cambial, além de uma estabilidade institucional relativa, que possibilitou que o nível de abertura atingisse alguns picos. Com a crise internacional em 2008 e seguida do aprofundamento das crises fiscal e política que culminaram no *impeachment* da presidente Dilma Rousseff, nota-se que a variável de abertura apresentou vários períodos em baixa até as novas eleições gerais em 2018.

No processo de estimação por GMM proposto por [Caner e Hansen \(2004\)](#), utilizou-se como instrumentos as variáveis de desvios das expectativas em relação à meta e a taxa de câmbio real defasadas em um período. De acordo com a estatística J, apresentada na última linha da Tabela 5, esses instrumentos são válidos. Ainda de acordo com essa tabela, os resultados indicam que

<sup>4</sup>Dados da Penn World Table para o ano de 2017, por exemplo, apontam as seguintes taxas de abertura em países selecionados: Argentina (32,6%), Chile (63,12%), Colômbia (35,55%), México (72,28%), Uruguai (49,15%), Venezuela (39,14%), EUA (32,37%), Canadá (63%), França (66%), Japão (34%), África do Sul (61%).

**Figura 1:** Evolução da abertura comercial (%) e o valor limiar estimado



Fonte: Elaboração própria.

independentemente do regime de abertura comercial, o hiato do produto se mostra estatisticamente significante e que, no regime de maior abertura comercial, o impacto desse indicador é bastante reduzido.

Considerando os impactos dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta, observa-se que, no regime de maior abertura comercial, o impacto deste indicador se mostra estatisticamente igual a zero. Já no regime de baixa abertura, os resultados indicam uma resposta robusta da autoridade monetária.

De maneira geral, a hipótese testada pelo trabalho foi confirmada e aponta na mesma direção de [Leibovici \(2019\)](#) em seu estudo para 26 países. De acordo com o autor, em um ambiente de maior abertura comercial, o impacto dos desvios das expectativas de inflação em relação à sua meta tende a ser estatisticamente insignificante na função de reação monetária dos países analisados.

Portanto, esse resultado também parece indicar que, em uma economia com maior abertura comercial, a política monetária tende a não responder a eventuais desvios nas expectativas de inflação, uma vez que, como destaca [Watson \(2016\)](#), o aumento do tamanho do mercado e a aceleração do ajuste de preços tornam mais ancoradas as expectativas e majoram os custos das intervenções da autoridade monetária. Olhando para o regime de menor abertura comercial, constatou-se que para um aumento de 1 p.p. no desvio da expectativa de inflação em relação à sua meta, a taxa de juros é majorada em 0,35 p.p. no mês.

Adicionalmente, este resultado está consoante com o apresentado por [Barbosa, Camêlo e João \(2016\)](#), no que se refere à redução do impacto dos desvios nas expectativas de inflação em relação à meta. De acordo com o autor, houve uma redução de 5,2 no período do Governo Lula para 0,4 no período do Governo Dilma. A redução da magnitude da resposta do BC a esse indicador também foi observada para outras economias, como observou [Basilio \(2013\)](#) ao estimar a Regra de Taylor para 43 países e [Schmidt-Hebbel e Muñoz \(2012\)](#) em estudo para 20 países, especialmente após a implementação do regime de metas de inflação.

Com relação ao hiato do produto, observa-se uma forte diferença na magnitude da resposta da autoridade monetária, com uma resposta quase quatro vezes maior no regime de baixa abertura. Autores como [Basilio \(2013\)](#) e [Barbosa, Camêlo e João \(2016\)](#) argumentam que, em economias mais fechadas, os

**Tabela 5:** Resultados da Estimação da Regra de Política Monetária com *Threshold*

Variáveis	Regime de Baixa Abertura $Abertura_t < 19,21$ (90 Obs.)		Regime de Alta Abertura $Abertura_t \geq 19,21$ (115 Obs.)	
	Coeficientes	Erro-Padrão	Coeficientes	Erro-Padrão
Desvio Expect.	0,35*	0,13	0,009	0,12
Hiato Produto	25,11*	5,56	6,68*	3,08
Taxa de Juros <sub>t-1</sub>	-0,04	0,12	0,62*	0,08
Taxa de Juros <sub>t-2</sub>	0,50*	0,10	0,59*	0,10
Taxa de Juros <sub>t-3</sub>	0,48*	0,09	0,17*	0,06
Taxa de Juros <sub>t-4</sub>	-0,002	0,11	-0,40*	0,09
Teste J	0,19		Valor Crítico	5,99

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: \* Significante a 5%. Instrumentos aferidos pelo teste J: Desvio Expect. ( $t - 1$ ) e taxa de câmbio ( $t - 1$ ).

bancos centrais tendem a sentir-se menos pressionados quanto a seguir regras previamente estabelecidas com agentes econômicos, o que pode justificar uma intervenção bem maior em resposta à atividade econômica em países mais fechados.

Por fim, em ambos os regimes, a maior parte dos termos autorregressivos, ou indicadores de suavização, se mostraram estatisticamente significantes e com efeitos acumulados em torno de 0,98 p.p em ambos os regimes. O alto índice de suavização pode estar relacionado com o compromisso da autoridade monetária em não alterar bruscamente da taxa de juros. Resultados similares são reportados em outros estudos, como por exemplo os de Souza Júnior e Caetano (2014) e Olivindo (2020).

Em suma, os resultados observados neste trabalho reforçam a importância da introdução de versões não lineares para a estimação de regras de política monetária em estudos para países emergentes, como advogam Caporale *et al.* (2018), e que a autoridade monetária brasileira parece não responder aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta em regimes de maior abertura comercial.

Adicionalmente, com vistas a avaliar a robustez das evidências encontradas, foram testadas quatro especificações alternativas para a regra de política monetária com *threshold* a partir de indicações da literatura. A primeira especificação, nos moldes de Christiano, Eichenbaum e Evans (1996), incorpora o índice de preço das *commodities*, e está disposta na Tabela A.1 em apêndice. Em seguida, são testadas duas regras de Taylor acrescidas de variáveis fiscais, resultado primário (%PIB) e relação dívida/PIB (%), na linha sugerida por Dornbusch (1998) e Pires (2008), com resultados nas Tabelas A.2 e A.3, respectivamente, em apêndice. Por fim, uma regra de Taylor ampliada com índice de preço das *commodities* e resultado primário (% do PIB), Tabela A.4, em apêndice<sup>5</sup>.

Os resultados confirmam as evidências do modelo original, tanto em relação ao valor do *threshold* estimado, variando entre 19,21 e 19,22, como em relação à direção do impacto das variáveis, sua magnitude e significância; ou

<sup>5</sup>O índice de preços de commodities, a relação dívida/PIB do governo geral (%) e o resultado primário como proporção do PIB (%) foram obtidos juntos no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

seja, em linhas gerais, no regime de maior abertura comercial, é estatisticamente nulo o efeito do desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta. Ademais, também se observou uma suavização na condução política monetária brasileira e que o hiato do produto se mostra significante em ambos os regimes, com maior impacto no ambiente de menor abertura comercial. Por fim, as variáveis adicionais não se mostraram estatisticamente significantes nos exercícios realizados.

## 5 Considerações finais

O presente trabalhou buscou investigar a existência de assimetrias dinâmica da taxa de juros determinada pela autoridade monetária brasileira (BCB) considerando níveis distintos de abertura comercial. Para tanto, utilizaram-se informações mensais de janeiro de 2003 a julho de 2020 e a estratégia de [Canner e Hansen \(2004\)](#) para estimar uma função de reação do BCB não linear tendo a abertura comercial como variável *threshold*.

Os resultados encontrados apontam para a existência de assimetrias na dinâmica da taxa de juros, confirmando a hipótese formulada pelo estudo de que a autoridade monetária adota diferentes coeficientes na sua função de reação para regimes de maior ou menor abertura comercial. Em adição, observou-se, para o regime de maior abertura comercial, que o desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta deixa de apresentar significância estatística; ao passo que, no regime de menor abertura comercial, esse desvio é significante, como se observa em vários estudos dessa área para o Brasil.

As evidências apontam ainda que a autoridade monetária brasileira responde de forma robusta ao hiato da atividade econômica sob quaisquer condições de abertura comercial. Entretanto, apresenta resposta bem mais agressiva a este indicador em um cenário de economia relativamente mais fechada.

Analizando os dois regimes considerados, nota-se que para o regime de menor abertura comercial, observou-se que o desvio das expectativas de inflação em relação à meta é significativo à 5% e que para cada aumento de 1 p.p. no desvio da expectativa de inflação a taxa de juros é ajustada em 0,35 p.p. no mês. Ao passo que, para o regime de maior abertura comercial, não se observou significância estatística para essa variável. O crescimento da participação do setor externo na economia doméstica tende a ser desinflacionário, como apontou [Romer \(1993\)](#), e a tornar as expectativas mais ancoradas, como destacam [Mansilla, Arruda e Ferreira \(2020\)](#), aumentando, assim, o custo das interferências da autoridade monetária.

Os resultados observados nessa pesquisa corroboram com os achados de [Leibovici \(2019\)](#), que sugere que autoridades monetárias de economias mais abertas tendem a conduzir a política monetária dando menor ênfase aos desvios das expectativas de inflação. Além disso, o trabalho vem somar-se ao resultado obtido por [Caporale et al. \(2018\)](#) que destacam a importância do emprego de técnicas não lineares para a modelagem de regras de política monetária em economias emergentes de modo a analisar eventuais assimetrias no comportamento de suas autoridades monetárias.

No entanto, ressalta-se que, como o Brasil ainda é uma economia relativamente fechada, é possível que a extensão das diferenças entre os dois regimes seja ainda mais acentuada para níveis de abertura ainda maiores, como os observados para outros países emergentes.

Finalmente, à guisa de sugestões de políticas baseadas no estudo, recomenda-se uma maior inserção do Brasil nas cadeias globais de comércio, de modo a promover um ambiente de expectativas mais ancoradas e, portanto, menos suscetível à intervenções abruptas não desejadas da autoridade monetária.

## Referências

- ARRUDA, E. F.; MARTINS, G. Taxa de câmbio e exportações líquidas: uma análise para os estados brasileiros. *Nova Economia*, v. 30, n. 1, p. 111–142, 2020.
- BARBOSA, F. D.; CAMÉLO, F. D.; JOÃO, I. C. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003–2015. *Revista Brasileira de Economia*, v. 70, n. 4, p. 399–417, 2016.
- BASILIO, J. R. *Empirics of Monetary Policy Rules: The Taylor Rule in Different Countries*. Tese (Doutorado) – Universidade de Illinois, Chicago, 2013.
- BELAISCH, A. *Exchange rate pass-through in Brazil*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2003. (IMF Working Paper WP/03/141).
- BERNANKE, B. S.; MISHKIN, F. S. Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 2, p. 97–116, 1997.
- BONOMO, M. A.; BRITO, R. D. *Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2001. (Trabalhos para Discussão 28).
- CANER, M.; HANSEN, B. E. Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model. *Econometric Theory*, v. 20, p. 813–843, 2004.
- CAPORALE, G. M. et al. Monetary Policy Rules in Emerging Countries: Is there an Augmented Nonlinear Taylor Rule? *Economic Modelling*, v. 72, p. 306–319, 2018.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. The Effects of monetary policy shocks: evidence from the flow of funds. *Review of Economics and Statistics*, v. 78, n. 1, p. 16–34, 1996.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis. *Journal of Monetary Economics*, v. 49, n. 6, p. 879–904, 2002.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 115, n. 1, p. 147–180, 2000.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. *European Economic Review*, v. 42, p. 1033–1067, 1998.

- DORNBUSCH, R. Debt and monetary policy: The policy issues. In: CALVO, G.; KING, M. *The debt Burden and its Consequences for Monetary Policy*. London: Macmillan / International Economic Association, 1998. p. 3–22.
- DORNBUSCH, R.; FISCHER, S.; STARTZ, R. *Macroeconomics*. 11. ed. New York: McGraw-Hill, 2011.
- FONSECA, M. R. R.; OREIRO, J. J. C.; ARAÚJO, E. C. Não Linearidade da Política Monetária Brasileira no Período de Metas de Inflação: uma Análise com Base em um Modelo MS-VAR. *Analise Econômica*, v. 36, n. 70, p. 63–81, 2018.
- HANSEN, B. Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis. *Econometrica*, v. 64, n. 2, p. 413–430, 1996.
- HANSEN, B. Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, v. 68, n. 3, p. 575–603, 2000.
- JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. Taylor's Rule and the Fed: 1970–1997. *FRBSF Economic Review*, n. 3, p. 3–16, 1998.
- KYDLAND, P.; PRESCOTT, E. Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 473–491, 1977.
- LEIBOVICI, F. International Trade Openness and Monetary Policy: Evidence from Cross-Country Data. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, v. 101, n. 2, p. 93–113, 2019.
- LOMBARDO, G.; RAVENNA, F. Openness and Optimal Monetary Policy. *Journal of International Economics*, v. 93, n. 1, p. 153–172, 2014.
- MANSILLA, F. M.; ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T. Trade Openness and Inflation Dynamics in Brazil. *Economics Bulletin*, v. 40, n. 3, p. 1948–1957, 2020.
- MEDEIROS, G. B. *Ensaios Sobre Política Monetária e Curva de Phillips no Brasil*. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2014.
- MOHANTY, M. S.; KLAU, M. Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence. *BIS Working Papers*, n. 149, 2005.
- MOURA, M.; CARVALHO, A. D. What Can Taylor Rules Say about Monetary Policy in Latin America? *Journal of Macroeconomics*, v. 32, n. 1, p. 392–404, 2010.
- OLIVINDO, M. T. *Ensaios Sobre Taxa De Juros, Inflação e Produção*. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2020.
- PIRES, M. C. *Interação entre política monetária e fiscal no Brasil em modelos robustos a pequenas amostras*. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de Brasília, Brasília, 2008.

- ROMER, D. Openness And Inflation: Theory And Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, v. 108, n. 4, p. 869–903, 1993.
- SCHMIDT-HEBBEL, K.; MUÑOZ, F. *Monetary Policy Decisions by The World's Central Banks Using Real-Time Data*. Santiago: Pontificia Universidad Católica de Chile, 2012. (Documento de Trabajo n. 426).
- SOARES, J. J.; BARBOSA, F. D. Regra de Taylor no Brasil: 1999 – 2005. *Revista Brasileira de Economia*, v. 70, n. 4, p. 399–417, 2006.
- SOUZA JÚNIOR, J. R.; CAETANO, S. M. Regra de Taylor, Inércia na Política Monetária Influência do Hiato do Produto. *Carta Conjuntura IPEA*, 2014.
- TAYLOR, J. Discretion Versus Policy Rules In Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195–214, 1993.
- TAYLOR, J. *Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies*. Stanford, CA: Stanford University, 2000.
- WATSON, A. Trade openness and inflation: The role of real and nominal price rigidities. *Journal of International Money and Finance*, v. 64, p. 137–169, 2016.

## Apêndice A

**Tabela A.1:** Exercício de Robustez com Índice de Preços de *Commodities*

Variáveis	Regime de Baixa Abertura Abertura <sub>t</sub> < 19,21 (90 Obs.)		Regime de Alta Abertura Abertura <sub>t</sub> ≥ 19,21 (115 Obs.)	
	Coeficientes	Erro-Padrão	Coeficientes	Erro-Padrão
Desvio Expect.	0,35*	0,13	0,01	0,12
Hiato Produto	24,45*	5,49	6,15**	3,26
Taxa de Juros <sub>t-1</sub>	-0,02	0,11	0,61*	0,08
Taxa de Juros <sub>t-2</sub>	0,49*	0,10	0,60*	0,09
Taxa de Juros <sub>t-3</sub>	0,48*	0,09	0,17*	0,06
Taxa de Juros <sub>t-4</sub>	-0,002	0,11	-0,39*	0,08
Ind. <i>Commodities</i>	0,01	0,03	-0,03	0,03
Teste J	0,009			

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: \* Significante a 5%. \*\* Significante a 10%. Instrumentos aferidos pelo teste J: Desvio Expect. ( $t - 1$ ) e taxa de câmbio ( $t - 1$ ). O Teste J não rejeita a hipótese nula de validade dos instrumentos.

**Tabela A.2:** Exercício de Robustez com Déficit Primário (%PIB)

Variáveis	Regime de Baixa Abertura Abertura <sub>t</sub> < 19,21 (90 Obs.)		Regime de Alta Abertura Abertura <sub>t</sub> ≥ 19,21 (115 Obs.)	
	Coeficientes	Erro-Padrão	Coeficientes	Erro-Padrão
Desvio Expect.	0,38*	0,13	0,03	0,13
Hiato Produto	24,09*	5,5	8,29**	4,78
Taxa de Juros <sub>t-1</sub>	-0,04	0,12	0,63*	0,08
Taxa de Juros <sub>t-2</sub>	0,51*	0,11	0,58*	0,10
Taxa de Juros <sub>t-3</sub>	0,47*	0,09	0,18*	0,06
Taxa de Juros <sub>t-4</sub>	0,005	0,11	-0,40*	0,09
Def. Primário	-0,03	0,03	0,007	0,02
Teste J	0,24			

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: \* Significante a 5%. \*\* Significante a 10%. Instrumentos aferidos pelo teste J: Desvio Expect. ( $t - 1$ ) e taxa de câmbio ( $t - 1$ ). O Teste J não rejeita a hipótese nula de validade dos instrumentos.

**Tabela A.3:** Exercício de Robustez com Relação Dívida/PIB (%)

Variáveis	Regime de Baixa Abertura Abertura <sub>t</sub> < 19,21 (90 Obs.)		Regime de Alta Abertura Abertura <sub>t</sub> ≥ 19,21 (115 Obs.)	
	Coeficientes	Erro-Padrão	Coeficientes	Erro-Padrão
Desvio Expect.	0,31*	0,14	0,03	0,12
Hiato Produto	27,20*	5,2	10,97*	4,00
Taxa de Juros <sub>t-1</sub>	-0,01	0,11	0,63*	0,08
Taxa de Juros <sub>t-2</sub>	0,52*	0,10	0,59*	0,09
Taxa de Juros <sub>t-3</sub>	0,50*	0,10	0,17*	0,06
Taxa de Juros <sub>t-4</sub>	-0,04	0,11	-0,41*	0,08
Relação Dívida/PIB(%)	0,23	0,18	0,22	0,13
Teste J	0,18			

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: \* Significante a 5%. \*\* Significante a 10%. Instrumentos aferidos pelo teste J: Desvio Expect. ( $t - 1$ ) e taxa de câmbio ( $t - 1$ ). O Teste J não rejeita a hipótese nula de validade dos instrumentos.

**Tabela A.4:** Exercício de Robustez com Déficit Primário (%PIB) e Índice de Preços de *Commodities*

Variáveis	Regime de Baixa Abertura Abertura <sub>t</sub> < 19,21 (90 Obs.)		Regime de Alta Abertura Abertura <sub>t</sub> ≥ 19,21 (115 Obs.)	
	Coeficientes	Erro-Padrão	Coeficientes	Erro-Padrão
Desvio Expect.	0,38*	0,13	0,03	0,12
Hiato Produto	23,41*	5,5	8,10**	4,7
Taxa de Juros <sub>t-1</sub>	-0,03	0,11	0,62*	0,08
Taxa de Juros <sub>t-2</sub>	0,51*	0,11	0,58*	0,10
Taxa de Juros <sub>t-3</sub>	0,47*	0,09	0,17*	0,07
Taxa de Juros <sub>t-4</sub>	0,005	0,11	-0,39*	0,08
Ind. <i>Commodities</i>	0,02	0,03	-0,02	0,03
Def. Primário	-0,03	0,18	0,009	0,02
Teste J	0,24			

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: \* Significante a 5%. \*\* Significante a 10%. Instrumentos aferidos pelo teste J: Desvio Expect. ( $t - 1$ ) e taxa de câmbio ( $t - 1$ ). O Teste J não rejeita a hipótese nula de validade dos instrumentos.



# POLÍTICA CAMBIAL NO BRASIL: ABORDAGEM GVAR (1980-2019)

LUCCAS ASSIS ATTÍLIO \*

## Resumo

Analisa-se choques cambiais positivos sobre a economia brasileira. Sete conclusões emergem da análise: i) desvalorizações cambiais são relacionadas com o decréscimo da produção; ii) a depreciação é acompanhada pelas quedas do crédito, do consumo privado e do investimento, e pela melhora das contas externas; iii) a autoridade monetária implementa uma política monetária contracionista após desvalorizações cambiais; iv) câmbio amortece choques domésticos e externos; v) mesmo com a adoção do RMI e a flexibilização do câmbio, a economia brasileira não está isenta de fortes oscilações após choques financeiros; vi) puzzle dos preços desaparece após o RMI; vii) modelo econométrico não conseguiu detectar aumento no repasse aos preços advindo de desvalorizações cambiais após a nova política de preços da Petrobras de 2016. Essas conclusões se mantêm mesmo quando diferentes recortes temporais são empregados.

**Palavras-chave:** taxa de câmbio; produto; crédito; taxa de juros; choques externos.

## Abstract

This paper is aimed at analyzing positive exchange rate shocks in the Brazilian economy. Seven conclusions emerged from the analysis: i) exchange rate devaluations are related to the decrease in production; ii) the depreciation is accompanied by the decline in credit, private consumption, and investment, and by the improvement of external accounts; iii) the monetary authority implements a contractionary monetary policy after currency devaluations; iv) exchange rate dampens domestic and external shocks; v) even with the adoption of the Inflation Targeting Regime (ITR) and the flexibility of the exchange rate, the Brazilian economy is not exempt from strong fluctuations after financial shocks; vi) price puzzle disappears after ITR; vii) econometric model cannot detect an increase in the pass-through to prices arising from exchange devaluations after the new Petrobras price policy of 2016. These conclusions are maintained even when different time frames are used.

**Keywords:** exchange rate; product; credit; interest rate; external shocks.

**JEL classification:** E52, E32, F41, E37

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea195094>

---

\* Professor de Economia da Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP). E-mail: lucas.attilio@ufop.edu.br

## 1 Introdução

Há significativa quantidade de trabalhos com interesse dos efeitos da política monetária sobre o setor real e canais de transmissão desse choque (MISHKIN, 2001; MIRANDA-AGRIPPINO; RICCO, 2021). Observa-se igualmente interesse na resposta endógena da taxa de juros frente a choques e como esse comportamento afeta o ambiente macroeconômico (EICKMEIER; NG, 2015; BRUNNERMEIER *et al.*, 2021). O Brasil não foge desse quadro, com trabalhos analisando a política monetária, principalmente após a estabilização monetária acarretada pelo Plano Real e o seu subsequente reforço com a implementação do Regime de Metas de Inflação, RMI (SANTOS *et al.*, 2019). Há, entretanto, menor quantidade de trabalhos direcionados à análise de choques cambiais.

Este artigo é uma contribuição para a literatura que investiga a política cambial brasileira. O seu objetivo é avaliar o seu comportamento após choques positivos sobre a taxa de câmbio no período 1980Q1-2019Q4 com 33 países. Objetivos secundários são a comparação da sensibilidade da taxa cambial após choques domésticos e externos sobre a economia. Ademais, recortes temporais alternativos, considerando modificações estruturais, como o Plano Real e o RMI, serão investigados.

O método usado é o GVAR, um aglomerado de modelos VAR com a incorporação de variáveis estrangeiras, portanto, VARX, interligados pelo comércio bilateral entre as regiões da amostra. Como o GVAR permite a especificação de dinâmicas domésticas para cada região, ele viabiliza a existência de efeitos *spillover* e o tratamento de regiões como economias abertas integradas ao comércio internacional. Consequentemente, o GVAR se volta primordialmente para os canais de difusão de choques, colocando a identificação deles em segundo plano.

Os resultados mostram que i) desvalorizações cambiais não promovem o aumento da produção; ii) parte da ausência do efeito de i) decorre da política monetária contracionista, a qual contribui para a queda do crédito, do consumo privado e do investimento; iii) o choque cambial melhora as contas externas, mas não é suficiente para conter o decréscimo do PIB; iv) repasse da desvalorização cambial sobre os preços é modesto; v) mercado de crédito e a taxa de juros de curto prazo funcionam como canais de transmissão de choques cambiais; vi) economia brasileira sofre “*flight to quality*” após choques domésticos e/ou externos adversos.

Após a estabilização dos preços e o RMI, trabalhos de política monetária se propuseram a avaliar a eficácia desses mecanismos sobre o comportamento dos preços, da taxa de câmbio e do produto. Santos *et al.* (2019), analisando a economia brasileira entre 1995 a 2014, assinalam que apenas o RMI, *per si*, é insuficiente para garantir a eficácia da política monetária em estabilizar a economia. Há outros elementos relevantes, como a necessidade de o banco central seguir boas práticas que fundamentam sua estratégia e objetivo.

Carneiro e Wu (2004), Lima, Maka e Alves (2011) e Silva, Paes e Bezerra (2018) mostram que oscilações exógenas e endógenas da taxa de juros têm o potencial de causar flutuações sobre o setor real da economia. Lima, Maka e Alves (2011) realizam choques sobre a taxa de câmbio e retratam fortes oscilações dos preços e do produto. A taxa de câmbio se mostrou especialmente útil para absorver choques externos. Céspedes, Lima e Maka (2008), Vieira e Gonçalves (2008), Tomazzia e Meurer (2009), Costa Filho (2017) e Almeida e Divino (2019) evidenciam que a política monetária afeta diferentes seto-

res industriais, horas de trabalho, investimento, consumo, crédito, emprego, conta corrente e, como consubstanciação desses fatores, o produto. [Costa Filho \(2017\)](#) aponta que a política monetária acarreta a queda de 0,5 porcento do produto.

A realização de choques sobre o crédito e a sua influência sobre o preço e o produto foi estudado por [Fonseca e Pereira \(2012\)](#) entre 2003 e 2012. Uma das conclusões é a de que a taxa de juros Selic responde ao choque creditício, e essas oscilações, por sua vez, impactam o setor real da economia.

Relação de interesse dessa literatura é a reação da política monetária e da taxa de câmbio frente a choques externos. [Dias e Dias \(2013\)](#) mostram que choques dos EUA afetam o Brasil com o mercado cambial funcionando como canal de transmissão. [Teles e Mendonça \(2013\)](#) denotam que oscilações dos termos de troca e da liquidez externa guardam efeitos sobre a economia brasileira.

Das contribuições deste artigo, além de choques sobre a taxa de câmbio e a resposta da política monetária, ele avaliará o comportamento endógeno da taxa cambial após choques sobre o risco-país e o mercado de ações, dois tipos de choques pouco observados nessa literatura. Também choques monetários serão investigados com o objetivo de verificar a existência do *puzzle* dos preços. Adicionalmente, as flutuações de componentes da demanda são analisadas após choques cambiais, permitindo, dessa forma, avaliar o efeito do choque cambial tanto no setor financeiro quanto no setor real.

A maioria dos trabalhos dessa literatura utilizam curtos períodos temporais, com a exceção de [Dias e Dias \(2013\)](#), que usaram 1980 a 2009. O presente artigo alarga ainda mais esse período, alongando-o até o ano de 2019. Além disso, recortes temporais alternativos são usados, principalmente os de 1994-2019 e 1999-2019, sob o argumento do Plano Real e do RMI, respectivamente.

Outra limitação é o tratamento do Brasil como economia fechada. Os modelos VAR possibilitam restrições alternativas. Por exemplo em [Dias e Dias \(2013\)](#), apenas duas economias foram utilizadas no SVAR: EUA e Brasil. Nas palavras de [Carvalho e Rossi Júnior \(2009, p. 301\)](#): *“Future research should focus on the inclusion of series that capture the international scenario given the importance of those considerations for emerging economies such as Brazil”*. O GVAR supera essa limitação ao permitir amplo número de países. Neste artigo serão usados 33, com cada região modelada com sua própria dinâmica doméstica. E a interligação entre as regiões ocorre pelo comércio bilateral, incorporando, portanto, a integração comercial e econômica na análise.

Pela própria construção do GVAR, choques externos são implementados sobre os modelos VARX individuais. Um choque proveniente dos EUA afetará todo o sistema, com efeitos *feedback* sendo retratados pelas flutuações das variáveis estrangeiras sobre as variáveis domésticas (mais detalhes na seção 3). A modelagem doméstica explícita é um avanço em relação ao tratamento costumeiro dos modelos VAR, os quais criam variáveis internacionais para simular choques externos ([KIM, 2001](#)) e/ou empregam algumas variáveis representativas do ambiente externo ([DIAS; DIAS, 2013](#)). Dessa forma, choques externos poderão ser incorporados e avaliados pelo GVAR.

Finalmente, os resultados apresentados neste artigo qualificam parte da literatura nacional que associa desvalorizações cambiais com dinamismo produtivo ([ROSSI, 2015; ARAÚJO; PERES, 2018; FEIJÓ; NASSIF; ARAÚJO, 2020](#)). As funções impulso resposta, em variados recortes temporais e em diferentes configurações, mostraram sucessivas quedas do produto em decorrência a desva-

lорizações cambiais. A estrutura do GVAR possibilitando a incorporação de componentes da demanda, da política monetária, e o comércio internacional, portanto, modelando um sistema de economia amplo e aberto, pode ajudar a compreender a qualificação dessa literatura com os resultados expostos.

O artigo está dividido em 5 seções além dessa introdução. A seção 2 expõe e discute eventos relevantes para o ambiente macroeconômico brasileiro entre 1980 e 2019, justificando os recortes temporais; a seção 3 descreve o modelo GVAR; a seção 4 apresenta os dados; a seção 5 realiza os exercícios econôméticos; a seção 6 finaliza com comentários conclusivos.

## 2 Contexto econômico e mudanças institucionais entre 1980 e 2019

Como a análise deste trabalho abarca o período de 1980 a 2019, esta seção contextualiza as principais alterações pelas quais a economia brasileira passou. Também auxiliará a explicitar os recortes temporais empregados. Um dos objetivos é datar as alterações estruturais.

Embora a década de 1980 tenha a alcunha de “década perdida”, pelo crescimento negativo da renda per capita, além dos desequilíbrios econômicos – alta inflação, balanço de pagamentos desajustado e contas públicas deficitárias (HERMANN, 2011) –, o período de dificuldades crônicas se estenderia no país até pelo menos o ano de 1994, quando o Plano Real teria êxito em gerar preços estáveis.

Alguns fatores concorreram para produzir o cenário econômico caótico dos anos de 1980 até 1994, como os choques sobre o preço do petróleo efetuados pela OPEP, a elevação da taxa de juros dos EUA e os sinais de que o modelo de crescimento adotado, normalmente conhecido como Modelo de Substituição de Importações (MSI), estava defasado e obsoleto. Com os preços crescentes, nos anos iniciais da década de 1980 o governo brasileiro implementou uma política monetária restritiva, com taxa de juros real positiva, e desvalorizações da taxa de câmbio nominal – entre elas a maxidesvalorização de 30% do ministro Delfim Netto (CASTRO, 2011a).

O país realizou seguidos planos econômicos para debelar a inflação, como o Plano Cruzado (1986), o Plano Bresser (1987), o Plano Verão (1989), o Plano Collor (1990) e o Plano Collor 2 (1991). Em comum, todos falharam por utilizar mecanismos de congelamento de preços, e/ou por terem negligenciado o componente advindo da demanda agregada que alimentava o aumento dos preços. O ambiente macroeconômico seria estabilizado com o Plano Real de 1994.

Dessa forma, muitos trabalhos empíricos de políticas monetária e cambial utilizam essa melhora institucional para realizarem os seus exercícios econôméticos, como Céspedes, Lima e Maka (2008), Carvalho e Rossi Júnior (2009), Carneiro e Wu (2004) e Santos *et al.* (2019). O argumento é o de que a hiperinflação dos anos de 1980 e 1990 contaminaria as estimativas, com potencial de produzir resultados pouco intuitivos. Em geral, esses trabalhos tomam como ponto inicial da amostra os anos de 1994 (CARNEIRO; WU, 2004), de 1995 (CARVALHO; ROSSI JÚNIOR, 2009; SANTOS *et al.*, 2019) ou o de 1996 (CÉSPEDES; LIMA; MAKÁ, 2008). Do nosso conhecimento, apenas Dias e Dias (2013) não tomaram essa precaução, e utilizaram o período de 1980 a 2019. Como será visto na seção de resultados, o presente artigo empregou diversos recortes tempo-

rais, incluindo todo o período amostral (1980-2019), quanto recortes em virtude de modificações estruturais e conjunturais da economia brasileira, como a pertinente ao Plano Real (nesse caso, o período foi de 1994 a 2019).

Para o interesse deste artigo, o Plano Real empregou elevadíssima taxa de juros real – dependendo do índice de inflação, a taxa de juros real teve uma média por volta de 20% entre os anos 1994 e 1998 (CASTRO, 2011b) – acompanhada por uma taxa de câmbio nominal sobrevalorizada, com paridade de 1:1 com o dólar. Esse plano se beneficiou do Plano Brady (1994), o qual permitiu maior ingresso de capitais para financiarem a economia.

Com a sucessão de crises em mercados emergentes, como a crise do México (1994), a crise asiática (1997), e a crise russa (1998), bem como o alastramento de seus efeitos sobre mercados emergentes, em parte devido à interpretação, por parte de investidores, de que outras economias em desenvolvimento apresentariam problemas semelhantes (KRUGMAN, 2009), o Brasil sofreu forte saída de capital, apesar da elevada taxa de juros real (GIAMBIAGI, 2011a). As reservas internacionais sofreram rápido decréscimo, culminando com a flexibilização e desvalorização da taxa de câmbio, sob o arcabouço do Regime de Metas de Inflação (RMI).

Essa alteração institucional caracterizou o último passo para a estabilização dos preços almejada com o Plano Real. Por meio do RMI, o banco central persegue determinada inflação, com bandas inferiores e superiores de tolerância, utilizando a política monetária, principalmente pela taxa de juros, para alterar a demanda agregada e, por conseguinte, tanto os preços quanto as expectativas inflacionárias. Consequentemente, a partir de 1999, o Brasil implementou, na esfera macroeconômica, o regime que ficou conhecido como tripé macroeconômico: superávit primário para ajustar as contas públicas, metas de inflação para estabilizar os preços e regime cambial flexível para absorver choques domésticos e externos (GOLDFAJN; MARTÍNEZ; VALDÉS, 2021).

Assim como o Plano Real, a implantação do RMI é utilizada como outro marco em trabalhos empíricos (TOMAZZIA; MEURER, 2009; VIEIRA; GONÇALVES, 2008; LIMA; MAKÀ; ALVES, 2011; SILVA; PAES; BEZERRA, 2018). A justificativa é a mesma da anterior: o RMI representou uma alteração estrutural na forma como o mercado cambial era tratado, além do reforço à estabilidade dos preços.

Vale notar, contudo, que a delimitação desses trabalhos parece se fundamentar muito mais no período inicial do que no período final, isto é, enquanto o início da análise é demarcado por conta da estabilidade dos preços, o final da investigação decorre pelos dados disponíveis. Tendo em mente a defasagem entre a escrita do estudo e a sua respectiva publicação, pode-se perceber essa observação, novamente recorrendo aos trabalhos citados anteriormente, em Vieira e Gonçalves (2008), com período de análise de 1999 a 2005, Tomazzia e Meurer (2009), com abrangência de 1999 a 2008, Lima, Maka e Alves (2011), entre 1999 e 2008, e Silva, Paes e Bezerra (2018), entre 2000 e 2013. Este trabalho também utilizará esse recorte, isto é, analisará o Brasil entre 1999 e 2019.

Uma crítica à utilização desse recorte é a de que a conjuntura de crises logo após o RMI, como a crise energética (2001), os atentados terroristas nos EUA, e a crise Argentina, repercutiram significativamente no Brasil, influenciando as flutuações tanto da taxa de juros quanto da taxa cambial. Adicionalmente, há de considerar as reformas que marcaram o governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC), como a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), a re-

forma parcial da previdência, e a renegociação das dívidas estaduais, as quais contribuíram para o ajuste fiscal no final de seu governo (GIAMBIAGI, 2011a). Finalmente, o comportamento das contas públicas é um dos fatores que pode ativar movimentos nas taxas de juros e de câmbio (BACHA, 2016; BLANCHARD, 2017; PASTORE, 2021).

Portanto, uma alternativa de estimativa seria iniciar a amostra em 2003, sem a influência desses choques e alterações estruturais. Fonseca e Pereira (2012) e Costa Filho (2017) adotam justamente o ano de 2003 em seus exercícios econôméticos. As diferenças ocorrem quanto ao final do período: o primeiro trabalhou analisa o país até o ano de 2012, enquanto o segundo o prolongou até o ano de 2014. Novamente, o limite superior da abrangência temporal parece se dever muito mais à limitação dos dados do que a um raciocínio a respeito da conjuntura da economia.

O governo de Lula, iniciado em 2003, manteve em linhas gerais o *kit* de política econômica fundamentado no tripé macroeconômico. A política monetária empregou taxas de juros reais elevadas, porém decadentes, para controlar o nível dos preços, os quais se mantiveram dentro das bandas pré-estabelecidas. O esforço em manter e consolidar a estabilização macroeconômica foi reforçado com a obtenção de superávits primários e a realização de uma reforma previdenciária com escopo no funcionalismo público (GIAMBIAGI, 2011b). O ambiente externo de liquidez e de *boom* no preço das *commodities* propiciou o acúmulo de reservas internacionais, com a subsequente apreciação da taxa de câmbio (BACHA, 2016) – novamente contribuindo para a estabilidade dos preços.

Ao contrário das crises em outras localidades que repercutiram fortemente no ambiente econômico brasileiro no passado, a crise financeira de 2008, com epicentro nos EUA, reduziu apenas de forma temporária o crescimento do produto. No ano de 2010 a economia voltou a apresentar expansão do PIB. Essa *performance* do país no campo econômico foi coroada com a obtenção do grau de investimento por agências de *rating*.

Entre 2011 e 2014, embora não com o mesmo destaque, pelo contrário, com a deterioração de alguns indicadores, notadamente a redução do crescimento da produção, pode-se perceber continuidades tanto no cenário econômico quanto na condução das políticas macroeconômicas (CONTRI, 2014). Segundo Contri (2014), o banco central continuou implementando política monetária restritiva com os aumentos dos preços. Entretanto, a partir de 2012-13 a trajetória declinante da taxa de juros Selic é interrompida, com elevações em conformidade com a aceleração dos preços.

Pelo lado fiscal, os superávits primários se reduzem, o que contribuiria para a crise fiscal que se formaria no binômio 2015-16. A taxa de câmbio continuou em nível apreciado, oscilando no intervalo de 2 a 2,50 reais por dólar. Essa taxa perceberia rápida desvalorização durante a forte crise econômica de 2015-16. Sobre essa crise, Resende e Terra (2020) argumentam que a operação Lava-Jato (2014), a piora das expectativas e a incompatibilidade nos incentivos econômicos fornecidos pelo governo auxiliariam a compreender a queda da economia.

Em 2016, Michel Temer assume a presidência e implementa o Teto Fiscal, medida voltada para ajustar as contas públicas. A política monetária restritiva consegue desacelerar a taxa de inflação, a qual flertaria com o valor de 2% em 2017. A taxa de câmbio sofre reversão em comparação com os anos anteriores, sofrendo forte desvalorização, em consonância com a atmosfera de incerteza

**Tabela 1:** Recortes temporais e número de observações

Períodos	Observações
1980-2019	160
1994-2019	101
1999-2019	82
2003-2014	48
2003-2019	68
2007-2019	52
2010-2019	40
2014-2019	24

Fonte: Elaboração própria.

econômica e o desdobramento de eventos políticos, como o *impeachment* de Dilma Rousseff (OREIRO; PAULA, 2022).

Dessa forma, um recorte temporal que será usado é o de 2003 a 2014. De forma similar a Fonseca e Pereira (2012) e Costa Filho (2017), este trabalho também utilizará o ano de 2003 como ponto inicial de análise, mas limitará a análise até 2014, quando a crise fiscal que se aventava não se desenvolveu em sua totalidade – além de que há semelhanças no cenário econômico durante esses anos.

A Tabela 1 retrata todos os recortes temporais que serão usados durante a análise econométrica. Os dados se estendem desde o primeiro trimestre de 1980 ao quarto trimestre de 2019, totalizando em 160 observações. Conforme limita-se a abrangência temporal, as observações decrescem em conformidade. O recorte relativo ao Plano Real (1994-2019) possui 101 observações, seguido pelo recorte do RMI (1999-2019), com 82 observações. Como explicitado anteriormente, o período 2003-2014 é usado sob o intuito de eliminar as diversas crises durante o governo de FHC que afetaram significativamente as conduções das políticas monetária e cambial e a taxa de inflação. Ele termina em 2014 para não incorporar a conjuntura de crise no binômio 2015 e 2016. Entretanto, enquanto se ganha em delimitar um período específico, há o custo de perda de observações, o que pode comprometer a precisão das estimativas. Esse recorte possui apenas 48 observações.

O recorte 2003-2019 é usado sob o argumento de que incorpora o momento no qual a economia brasileira estava consolidada com o tripé macroeconômico e as reformas estruturais de FHC. Em comparação ao período 2003-2014, ele tem a vantagem de possuir maior número de observações (68), mas perde ao incorporar os anos de crise 2015-2016. O período 2007-2019 foi aplicado para eliminar a alteração na condução da política fiscal do primeiro governo de Lula, quando ocorreu a troca de ministro da fazenda, de Antônio Palocci para Guido Mantega (BONELLI; VELOSO, 2016). A análise de 2010 a 2019 marca o início da deterioração das contas fiscais, as quais causariam fortes oscilações sobre os preços, o câmbio e a taxa de juros. A dificuldade de trabalhar com esse período é o baixo número de observações (40). O último recorte se propõe a capturar o efeito da política de preços da Petrobras desde 2016. Como o GVAR é incapaz de apresentar estabilidade com apenas 16 observações (2016 a 2019), regrediram-se dois anos para que fosse possível produzir estimativas (2014-2019), ainda que sob o alerta da baixa confiabilidade

e incerteza das estimativas. Outras três estratégias relacionadas a essa questão são i) a introdução de uma *dummy* relativa a esse período, ii) a comparação de dois modelos, um entre 1999Q3 e 2016Q3 (antes da política de preços da Petrobras), e outro entre 1999Q3 e 2019Q4, e iii) a utilização de uma série com o preço internacional do petróleo e a implementação de choques sobre ela (mais detalhes na subseção 5.6).

A utilização de diversos recortes temporais permite verificar como se comportam as variáveis em decorrência a choques cambiais com variações da estrutura econômica e institucional do Brasil. Como será apresentado na seção de resultados, independentemente desses recortes, os resultados se mantiveram praticamente os mesmos, com alterações apenas em relação ao repasse de desvalorização cambial para os preços, notadamente desde o Plano Real e o RMI. A manutenção dos resultados a despeito de diferentes recortes temporais é interpretada como evidência de um modelo bem ajustado.

### 3 Metodologia

Esta seção apresenta o modelo GVAR, em cujo desenvolvimento ficará patente a construção de dinâmicas domésticas para cada região da amostra. Dessa forma, uma das virtudes do GVAR decorre da caracterização do ambiente mundial pela interação de todas as regiões entre si, e não somente, como ocorre nos demais modelos do tipo VAR, a incorporação de algumas variáveis-chaves de economias relevantes, notadamente os EUA, para adicionar o ambiente externo na análise. A própria construção do GVAR supera a limitação de tratar economias domésticas como entidades isoladas, isto é, economias fechadas. O sistema GVAR utiliza o comércio bilateral como ponte de ligação entre as regiões. A apresentação do GVAR e esses traços elencados se basearão principalmente em [Mauro e Smith \(2013\)](#).

Inicialmente, tem-se a equação (1), retratando um VARX (2,2), com variáveis domésticas e estrangeiras da região  $i$  no tempo  $t$ . O vetor  $x_{it}$  possui as variáveis domésticas, de ordem  $k_i \times 1$ , enquanto o vetor  $x_{it}^*$  elenca as variáveis estrangeiras, sendo de ordem  $k_i^* \times 1$ . Os termos  $a_{i0}$  e  $a_{i1}t$  representam, respectivamente, a constante em relação à região de referência, os EUA, e a tendência. O último termo da equação (1) é o erro idiosincrático,  $u_{it}$ . O modelo possui  $N+1$  regiões, com a região 0, conforme mencionado, sendo a região de referência.

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \phi_{i1}x_{i,t-1} + \phi_{i2}x_{i,t-2} + \Lambda_{i0}x_{it}^* + \Lambda_{i1}x_{i,t-1}^* + \Lambda_{i2}x_{i,t-2}^* + u_{it} \quad (1)$$

As variáveis estrangeiras representam *proxies* do ambiente internacional, a exposição da região  $i$  em relação às demais regiões. Para a construção dessas variáveis, utiliza-se o termo  $w_{ij}$ . Essa matriz, em geral, é especificada pelo comércio bilateral entre regiões, funcionando como ligação entre todas as regiões da amostra. A equação (2) mostra a forma como ela se insere no modelo:

$$x_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij}x_{jt} \quad (2)$$

A equação (2) evidencia que a construção das variáveis estrangeiras passa pela multiplicação da participação do comércio bilateral entre as regiões  $i$  e  $j$  pelas variáveis domésticas da região  $j$ . Dessa forma, quanto maior

o comércio bilateral entre regiões, ou seja, quanto maior a integração comercial entre essas localidades, maior a exposição para oscilações domésticas e/ou choques com o parceiro comercial. Consequentemente, a equação (2) ilustra o fato de que o GVAR, por definição, é um modelo de economia aberta.

O próximo passo é criar o vetor  $z_{it} = (x'_{it}, x'^*_{it})'$ , o qual incorpora as variáveis domésticas e estrangeiras. Esse vetor possibilita reescrever a equação (1):

$$A_{i0}z_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + A_{i1}z_{i,t-1} + A_{i2}z_{i,t-2} + u_{it} \quad (3)$$

onde:

$$A_{i0} = (I_{ki}, -\Lambda_{i0}), A_{i1} = (\phi_{i1}, \Lambda_{i1}), A_{i2} = (\phi_{i2}, \Lambda_{i2})$$

Agora utiliza-se a matriz de ligação,  $W_i$ , composta pelos elementos de  $w_{ij}$ , além de alguns elementos zero em suas linhas e colunas, para criar a identidade abaixo:

$$z_{it} = W_i x_t \quad (4)$$

Nessa identidade,  $x_t$  é um vetor composto por todas as variáveis domésticas do modelo, isto é,  $x_t = (x'_{0t}, x'_{1t}, x'_{2t}, \dots, x'_{Nt})'$ , de ordem  $k \times 1$ . Substituindo (4) em (3):

$$A_{i0}W_i x_t = a_{i0} + a_{i1}t + A_{i1}W_i x_{t-1} + A_{i2}W_i x_{t-2} + u_{it} \quad (5)$$

Empilhando essas equações:

$$G_0 x_t = a_0 + a_1 t + G_1 x_{t-1} + G_2 x_{t-2} + u_t \quad (6)$$

onde:

$$G_0 = \begin{pmatrix} A_{00} W_0 \\ A_{10} W_1 \\ A_{20} W_2 \\ \dots \\ A_{N0} W_N \end{pmatrix}, G_1 = \begin{pmatrix} A_{01} W_0 \\ A_{11} W_1 \\ A_{21} W_2 \\ \dots \\ A_{N1} W_N \end{pmatrix}, G_2 = \begin{pmatrix} A_{02} W_0 \\ A_{12} W_1 \\ A_{22} W_2 \\ \dots \\ A_{N2} W_N \end{pmatrix},$$

$$a_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ a_{10} \\ a_{20} \\ \dots \\ a_{N0} \end{pmatrix}, a_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{11} \\ a_{21} \\ \dots \\ a_{N1} \end{pmatrix}, u_t = \begin{pmatrix} u_{0t} \\ u_{1t} \\ u_{2t} \\ \dots \\ u_{Nt} \end{pmatrix}$$

Considerando a matriz  $G_0$  não singular, ela pode ser multiplicada por sua inversa, de forma a isolar  $x_t$  e dar origem ao GVAR:

$$x_t = b_0 + b_1 t + F_1 x_{t-1} + F_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde:

$$F_1 = G_0^{-1} G_1, F_2 = G_0^{-1} G_2, b_0 = G_0^{-1} a_0, b_1 = G_0^{-1} a_1, \varepsilon_t = G_0^{-1} u_t$$

Caso as variáveis não sejam estacionárias em nível, pode-se utilizar a forma do GVAR na correção dos erros:

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i \beta_i' [z_{i,t-1} - \gamma_i(t-1)] + \Lambda_{i0} \Delta x_{it}^* + \Gamma_i \Delta z_{i,t-1} + u_{it} \quad (8)$$

Outra possibilidade do GVAR é incorporar variáveis globais; essas variáveis não dependem exclusivamente de uma única economia, como o preço de

*commodities*, gasto mundial com P&D e PIB mundial. A equação (9) retrata essa opção, com o vetor  $d_t$  representando as variáveis globais:

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \phi_{i1}x_{i,t-1} + \phi_{i2}x_{i,t-2} + \Lambda_{i0}x_{it}^* + \Lambda_{i1}x_{i,t-1}^* + \Lambda_{i2}x_{i,t-2}^* + \Phi_{i0}d_t + \Phi_{i1}d_{t-1} + \Phi_{i2}d_{t-2} + u_{it} \quad (9)$$

Dessa forma, pode-se proceder à análise do modelo com mecanismos parecidos com os utilizados nos modelos VAR, como função impulso resposta e decomposição da variância. No caso da primeira, no arcabouço do GVAR ela é denominada função impulso resposta generalizada (FIRG).

#### 4 Dados

Como a primeira parte da análise contempla o período de 1980Q1 a 2019Q4, recorreu-se à base de dados de [Mohaddes e Raissi \(2020\)](#) para obter o produto real, a taxa de juros de curto prazo, o nível dos preços (inflação) e a taxa de câmbio real (moeda doméstica/dólar). O crédito fornecido pelo setor privado em proporção com o produto foi obtido pelo BIS. Todas essas variáveis são trimestrais.

Algumas economias não possuíam dados do crédito do BIS, então utilizou-se o crédito privado/PIB do Banco Mundial para compensar essas omissões. Como esses dados são anuais, usou-se o método de alteração de frequência *Denton*, transformando a frequência de anual para trimestral.

As variáveis elencadas acima serão usadas no modelo que focaliza o setor financeiro. Quando a análise se volta para o setor real, incorporam-se o consumo privado real, o investimento real total e o saldo da conta corrente/PIB, todas retiradas do Banco Mundial, com o subsequente tratamento de alteração de frequência.

Por causa da hiperinflação do Brasil nas décadas de 1980 e 1990, um corte temporal usado é o da implementação do Plano Real de 1994. Logo, a segunda parte da análise ocorre em 1994Q4-2019Q4. Outro evento importante foi o estabelecimento do Regime de Metas de Inflação e a flexibilização da taxa de câmbio em 1999. Dessa forma, o terceiro corte temporal é concorrente ao período 1999Q3-2019Q4.

Nesse caso, as variáveis retiradas de [Mohaddes e Raissi \(2020\)](#) continuam sendo usadas com o acréscimo do mercado de ações, também dessa base. O Brasil não possui esse dado por meio dessa base, mas o IPEA disponibiliza a variação mensal do índice Bovespa. Deflacionou-se essa série com o IPCA, também obtido pelo IPEA, e normalizou-se o seu valor para evitar números negativos, dado que todas as variáveis do modelo são colocadas em log. A propósito, a normalização também foi usada na variável conta corrente/PIB, com a mesma justificativa de evitar valores negativos e inviabilizar o log.

No caso brasileiro, o consumo privado e o investimento em periodicidade trimestral podem ser obtidos a partir do ano de 1996 pelo IBGE. Portanto, somente quando a análise se volta para os períodos posteriores a esse ano é que se pode utilizar esses dados. Procedeu-se dessa forma, com essas séries em índice deflacionadas e dessazonalizadas. No caso da conta corrente/PIB, o banco central possui essa série mensal. Utilizou-se a média de 3 meses para transformá-la para trimestral. Por fim, no período 1980-2019 o Brasil não possuía dados do crédito no BIS, então foi usado o Banco Mundial como

fonte. Todavia, assim como ocorreu com o consumo, o investimento e a conta corrente, a partir de 1999 o BIS tem o dado trimestral de crédito brasileiro. Então trocou-se a série do Banco Mundial pela do BIS. Apesar dessas alterações, os resultados praticamente não se alteraram, como poderá ser visto ao longo do artigo.

Das variáveis globais, utiliza-se o risco-país do IPEA. O risco-país mensura a avaliação do mercado financeiro internacional a respeito do risco de se investir no Brasil, ou risco de *default*. Como os dados são diários, médias trimestrais adequaram essa série para a periodicidade da amostra.

De acordo com a apresentação do GVAR na seção anterior, as variáveis são distribuídas da seguinte forma:

$$\begin{aligned} x_{it} &= (\text{produto}_{it}, \text{juros}_{it}, \text{inflação}_{it}, \text{câmbio}_{it}, \text{crédito}_{it}) \\ x_{it}^* &= (\text{produto}_{it}^*, \text{juros}_{it}^*, \text{inflação}_{it}^*, \text{câmbio}_{it}^*, \text{crédito}_{it}^*) \end{aligned} \quad (10)$$

O produto, a taxa de juros, a inflação, a taxa de câmbio e o crédito são representadas por, respectivamente,  $\text{produto}_{it}$ ,  $\text{juros}_{it}$ ,  $\text{inflação}_{it}$ ,  $\text{câmbio}_{it}$ ,  $\text{crédito}_{it}$ . Essas são as variáveis domésticas. As variáveis estrangeiras estão no vetor  $x_{it}^*$ , criadas por meio do termo de comércio bilateral,  $w_{ij}$ . Os vetores  $x_{it}$  e  $x_{it}^*$  são a forma básica do GVAR que será usada. Especificações adicionais serão testadas e informadas durante a seção 4.

Pela particularidade da taxa de câmbio, a qual é definida em termos do dólar, essa variável não entra como variável doméstica para os EUA (entrando como doméstica nas demais regiões). Por outro lado, a taxa de câmbio entra como variável estrangeira somente para os EUA (não entrando como variável estrangeira em nenhuma outra região). Outra exceção é a utilização de apenas duas variáveis estrangeiras para os EUA: além da taxa de câmbio, o produto. Essa é uma recomendação nos modelos GVAR, uma vez que os EUA são uma economia de relevância mundial, com potencial de prejudicar a estabilidade do modelo (PESARAN; SCHUERMANN; WEINER, 2004; DEES *et al.*, 2007).

As variáveis estrangeiras, além de representarem *proxies* do ambiente internacional, auxiliam na estabilidade do modelo uma vez que não sofrem influência de longo prazo advinda das variáveis domésticas. Em outras palavras, é como se cada região fosse tratada como pequena economia aberta, se ajustando ao ambiente externo sem, todavia, poder modificá-lo. Essa hipótese é muito forte para os EUA. Para ajustá-la nessa circunstância, trabalhos que usam o GVAR são parcimoniosos ao escolher as variáveis estrangeiras que entram nessa economia.

Segundo Dees *et al.* (2007), a Zona do Euro é criada pela agregação de 8 economias (Áustria, Bélgica, Finlândia, França, Alemanha, Itália, Holanda e Espanha) com base no PIB real em PPC entre os anos 2014-2016. Além dessa região, outras duas foram criadas, a América Latina (Argentina, Chile, México e Peru), e a Ásia (Coreia, Índia, Indonésia, Malásia, Filipinas, Cingapura, Taiwan e Turquia). China e Japão não foram incorporados na Ásia por possuírem elevado peso relativo à amostra, o que poderia prejudicar a estabilidade do modelo. Outra finalidade para a criação dessas regiões é a redução do número absoluto de regiões no GVAR, estratégia que facilita a estabilidade das estimativas. Os demais países são tratados como regiões individuais.

A matriz de ponderação,  $w_{ij}$ , é representada pelo comércio bilateral das regiões entre os anos 2014-2016, com dados de Mohaddes e Raissi (2020).

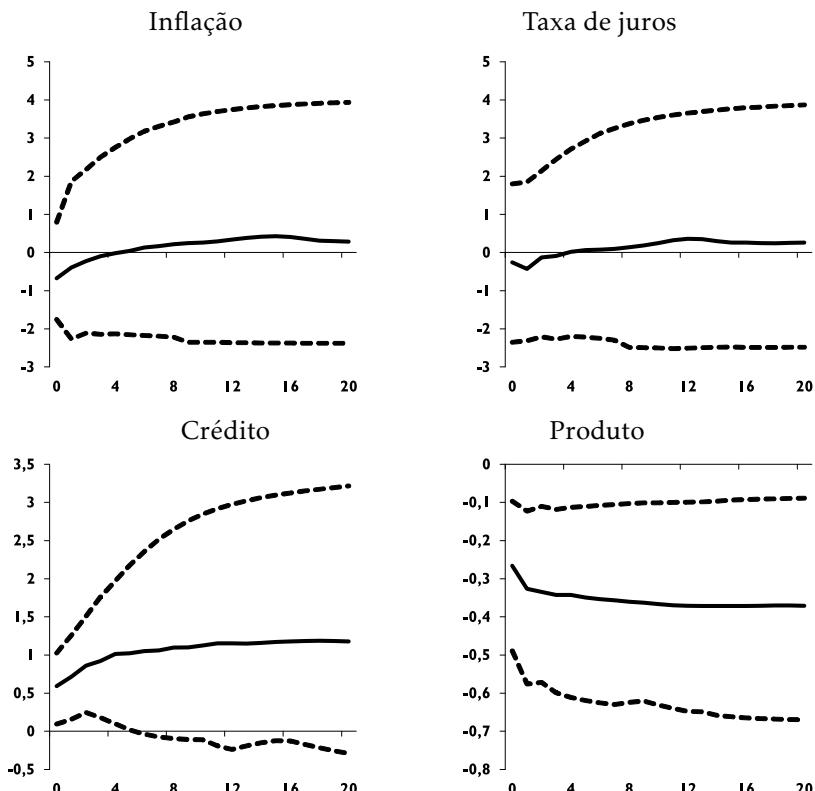
A base contempla 33 economias, com o maior período sendo de 1980Q1 a 2019Q4, e todos os dados estão em log.

## 5 Resultados

### 5.1 Choque cambial (1980-2019)

A Figura 1 apresenta o modelo com as variáveis produto real, taxa de inflação, taxa de juros real de curto prazo, crédito privado/PIB e taxa de câmbio real. O choque positivo é de um desvio-padrão sobre a taxa de câmbio. As linhas tracejadas são os intervalos de confiança de 90% de *bootstrap*. Todas as estimativas foram padronizadas para retratarem valores percentuais.

**Figura 1:** FIRG choque cambial positivo (1980-2019)



A desvalorização cambial promove os aumentos dos preços e dos juros, todavia, as estimativas não foram significativas. O crédito tem uma expansão pouco intuitiva após o choque cambial, mas após o primeiro ano sua resposta se torna não significativa. O PIB, por outro lado, foi significativo em todo o período, com queda acumulada de 0,3%.

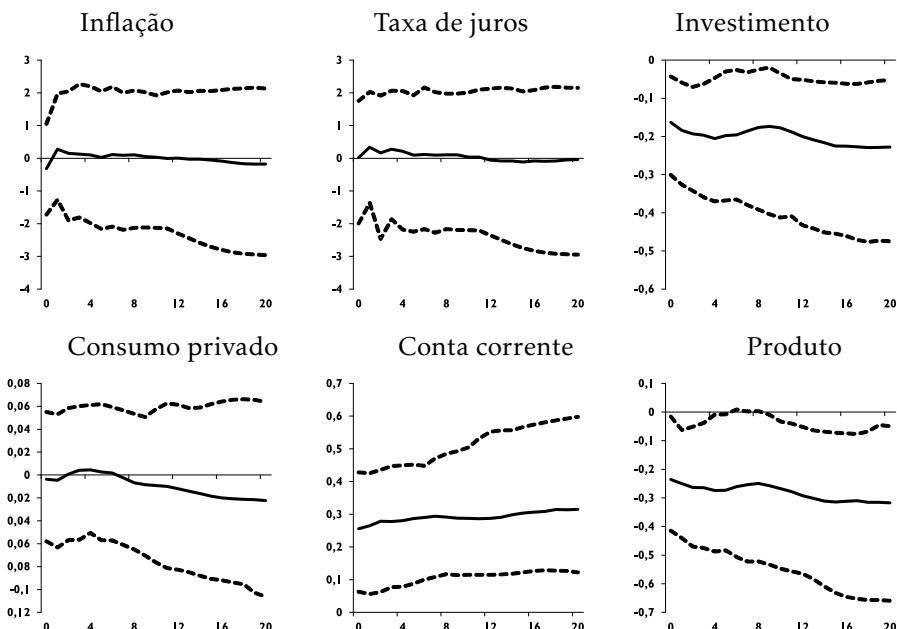
As estimativas sugerem que o choque cambial não foi capaz de estimular o produto, resultado que será reforçado ao longo de todo o artigo. Uma hipótese para explicar essa relação é a de que o setor exportador não representa parcela relevante do produto, portanto, oscilações em seu desempenho, mesmo que

conducentes com o aumento da produção, possuem efeitos limitados. Essa possibilidade é explorada na Figura 2.

A Figura 2 auxilia a compreender a dinâmica do choque cambial, e os seus efeitos sobre componentes da demanda agregada. O modelo é composto pelo produto, taxa de inflação, taxa de juros, taxa de câmbio, consumo privado, investimento e saldo da conta corrente/PIB. O choque cambial novamente não produz estimativas significativas para as taxas de inflação e de juros – como discutido na seção 2, o cenário entre 1980 e 1993, marcado por forte desequilíbrio macroeconômico, pode ter prejudicado essas estimativas.

Os componentes da demanda agregada reagem ao choque. O investimento se reduz em 0,2%, o consumo privado não é significativo e o saldo da conta corrente se eleva em 0,3%. O setor externo se beneficia pela queda das importações e pelo barateamento relativo das mercadorias domésticas, culminando em saldos positivos. Todavia, reforçando a hipótese de que o setor exportador não possui papel decisivo para explicar o produto, este se retrai em 0,3% ao longo do tempo, valor similar ao obtido na Figura 1. Dessa forma, a hipótese de que o setor externo não consegue puxar o crescimento do PIB após o choque cambial é reforçada. Entretanto, a queda do investimento carece de uma explicação, o que auxiliará a compreender o decréscimo acumulado do produto.

Figura 2: FIRG choque cambial positivo (1980-2019)



Conciliando os resultados das Figuras 1 e 2, vê-se que o choque cambial afeta o produto pelos componentes do investimento e das contas externas. As variáveis financeiras falharam em apresentar valores significativos, o que será corrigido ao reduzir o escopo temporal da amostra, eliminando o possível efeito de *outliers* sobre os resultados, como a hiperinflação dos anos 1980 e 1990.

Essa subseção analisou o período 1980-2019. As próximas subseções in-

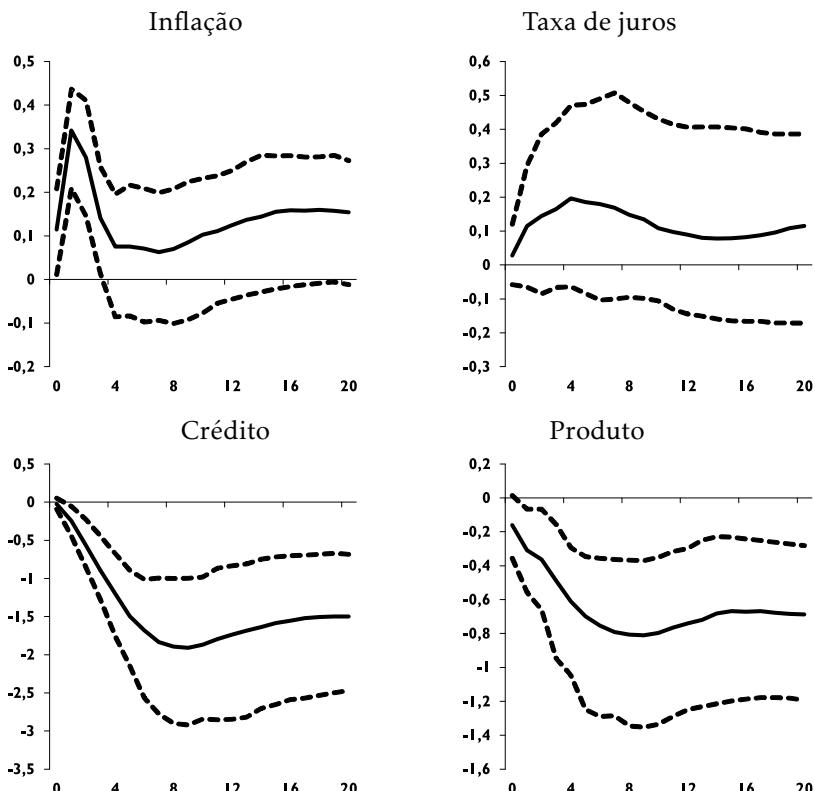
vestigarão períodos temporais distintos, com o ponto de referência sendo a estabilização dos preços promovida pelo Plano Real (1994) e a implementação do regime de metas de inflação em 1999. A utilização de diferentes recortes temporais permite contrastar as respostas de variáveis-chave e observar se alterações estruturais e institucionais influenciaram suas trajetórias.

## 5.2 Choque cambial (1994/1999-2019)

A Figura 3 replica a mesma configuração empregada na Figura 1, com a diferença do período da análise, agora sendo 1994Q4-2019Q4. Antes do Plano Real, o país conviveu em um cenário econômico conturbado, com crise no balanço de pagamentos e hiperinflação. Esse plano conseguiu extirpar o descontrole dos preços, gerando maior estabilidade macroeconômica. Essa estabilidade foi reforçada no ano de 1999 quando o RMI foi incorporado ao arcabouço do banco central, juntamente com a flexibilização da taxa de câmbio.

O período 1994-2019 é analisado na Figura 3 com um choque cambial positivo. A taxa de inflação se eleva em aproximadamente 0,35% nos períodos iniciais, mas se torna não significativa após o quarto trimestre. A taxa de juros, como retratado nas figuras anteriores, continuou mostrando valores não significativos.

**Figura 3:** FIRG choque cambial positivo (1994-2019)



O ganho de informação com a redução do período ocorreu em relação ao crédito. Ao contrário das figuras anteriores, o crédito foi significativo em todo

o período, com uma queda acumulada de 1,5%. A trajetória depressiva do crédito repercutiu sobre o produto, com uma redução de 0,6%, valor superior ao visto nas Figuras 1 e 2. Esse é um resultado que pode ser estendido pelo restante do trabalho: o efeito do câmbio sobre a produção se torna um pouco mais forte após o ano de 1994 em comparação com o período inicial utilizado.

A sensibilidade do produto em relação à taxa de câmbio recebeu a atenção de Rey (2016). O trabalho de Rey (2016) concluiu que mesmo regimes cambiais flexíveis não blindam países de sofrerem oscilações no produto. A subseção 5.5 focará em testar essa afirmação ao realizar choques externos, e reforçará o argumento de Rey (2016), de que o arcabouço de um regime cambial flexivo não elimina a transmissão de choques sobre o produto.

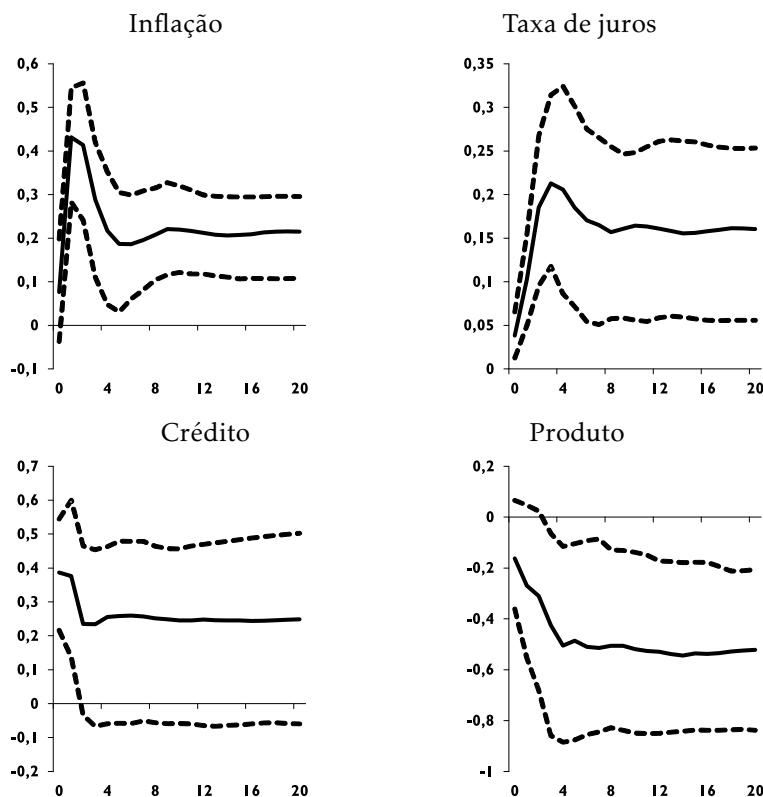
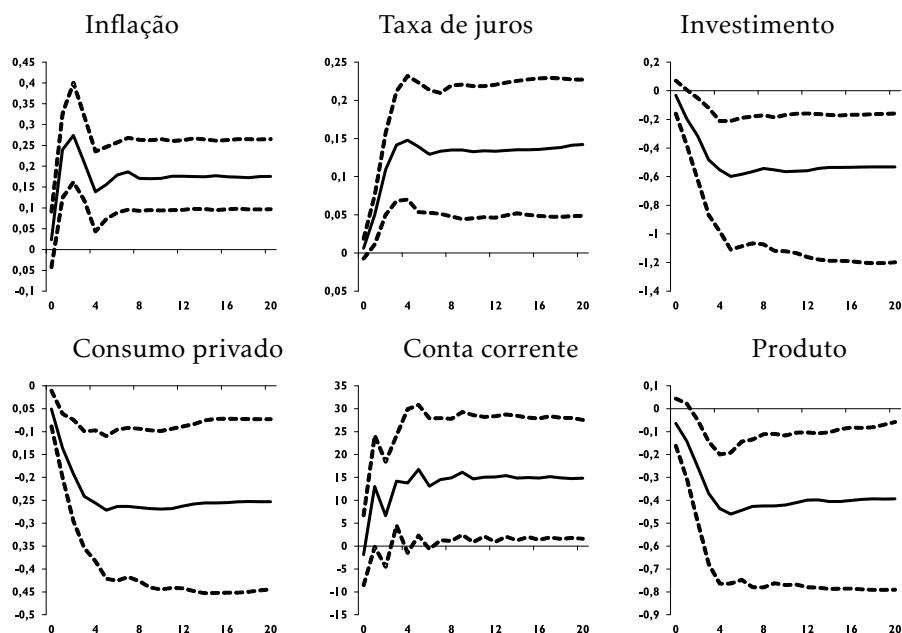
Brunnermeier *et al.* (2021) realizam um choque positivo sobre o crédito nos EUA e verificam comportamento semelhante da autoridade monetária. Mostram que a reação endógena do banco central retira o efeito positivo que o crédito teria sobre o produto, gerando, pelo contrário, uma contração na produção. A preocupação do banco central em estabilizar os preços reduz o potencial da política creditícia. No presente trabalho, embora as reações da política monetária brasileira tenham sido positivas, em nenhum momento foi observado valores significativos.

Antes de avançar a análise, vale mencionar que para o período de 1999-2019 foi possível utilizar o crédito privado/PIB trimestral do BIS para o Brasil, uma vez que para períodos passados os dados estavam indisponíveis. Dessa forma, troca-se o crédito privado obtido pelo Banco Mundial pelo do BIS unicamente para o caso brasileiro. As estimativas do período 1999Q3-2019Q4 são apresentadas na Figura 4. Finalmente as reações da taxa de inflação e da resposta do banco central foram significativas. Os preços avançam em 0,4% nos períodos iniciais, perdem força, mas terminam com um avanço de 0,2%. A autoridade monetária se mostrou vigilante e reagiu rapidamente ao choque, com elevação de 0,2% da taxa de juros. O crédito, por outro lado, teve resposta não significativa. Como tem sido o padrão das figuras, o produto decresce após o choque cambial. Sua queda foi de 0,5%, cifra muito próxima à da Figura 3.

O encurtamento da análise também permite replicar as estimativas da Figura 2, a qual explorava o comportamento dos componentes da demanda em virtude do choque cambial positivo. O mesmo é realizado na Figura 5, com as diferenças do período temporal e das variáveis do Brasil, agora coletadas do IBGE e do Banco Central do Brasil, abandonando o Banco Mundial como fonte.

Comparativamente à Figura 2, agora todas as reações são significativas ao longo do tempo. O choque cambial produz um repasse sobre os preços de aproximadamente 0,2%, fazendo com que a autoridade monetária reaja rapidamente com a elevação da taxa de juros em 0,15%. Esse é um comportamento que é retratado ao longo de todo o artigo após a redução do período temporal: o banco central é vigilante em relação à taxa de inflação, com respostas rápidas em virtude de subidas nos preços.

Dos componentes da demanda, o investimento e a conta corrente apresentaram comportamentos semelhantes aos da Figura 2. Enquanto o investimento decresceu em 0,6%, o saldo corrente/PIB teve fortíssima elevação de 15%. Além desses componentes, o consumo privado se reduziu em 0,25%. Essa queda pode ser entendida pelo encarecimento relativo dos bens e serviços ofertados na economia brasileira advindo da desvalorização da moeda

**Figura 4:** FIRG choque cambial positivo (1999-2019)**Figura 5:** FIRG choque cambial positivo (1999-2019)

nacional. O investimento, por sua vez, pode ser visto pela ação conjugada do aumento da taxa de juros e pela queda do crédito (Figura 3).

Os resultados dessa subseção permitem prosseguir com a construção da hipótese da relação do choque cambial positivo com a queda do produto. O choque cambial ativa o aumento dos preços, fazendo com que o banco central reaja com uma política monetária contracionista (Figuras 4 e 5). Esta, por sua vez, contribui para reduzir tanto o crédito (Figura 3), pelo lado do setor financeiro, quanto o consumo privado e o investimento, pelo lado do setor real (Figura 5). A redução do crédito pode ter empurrado ainda mais o investimento e o consumo para baixo (Figuras 2 e 5), com efeitos negativos sobre o produto (Figuras 1, 2, 3, 4 e 5). Mesmo a reação positiva do setor externo não foi suficiente para conter a queda do PIB (Figuras 2 e 5).

A próxima subseção aprofunda a análise do comportamento endógeno da política monetária ao inserir variáveis relevantes para o setor financeiro, como o mercado de ações e o risco-país, além de verificar o comportamento do câmbio em decorrência a choques domésticos.

### 5.3 Modelo com risco-país e mercado de ações

Essa subseção se concentrará no período 1994-2019, dado que não foi observado alteração significativa dos resultados entre esse período e o da implementação do RMI. Adicionalmente, há o ganho de mais observações no modelo, facilitando a sua estabilização.

Duas variáveis são incorporadas no modelo base para enriquecer a análise. A primeira é a variação do índice de ações do mercado brasileiro, o Índice Bovespa, obtido pelo IPEA. Para as demais regiões, a variável mercado de ações foi obtida pela base de [Mohaddes e Raissi \(2020\)](#). Essa base não possui esse dado para o Brasil, por isso recorreu-se ao IPEA.

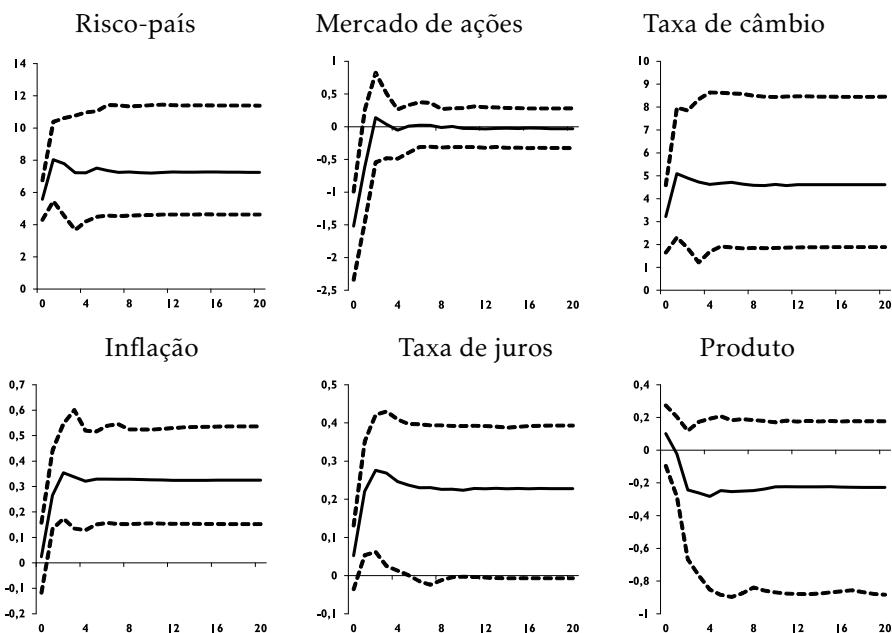
A segunda variável a ser incorporada é o risco-país, medida que elucida a percepção de risco de *default* da economia brasileira pelo mercado financeiro. Novamente recorreu-se ao IPEA.

A variável mercado de ações entra como variável doméstica<sup>1</sup> em todas as regiões, ao passo que o risco-país, por ser concernente unicamente ao Brasil, entra como variável global no modelo. Nesse caso, o GVAR permite duas opções. A primeira é tratar essa variável como estrangeira para todas as regiões. A segunda opção é incorporá-la como doméstica unicamente em uma região, e colocá-la como estrangeira nas demais localidades. Optou-se pela segunda alternativa, por ser, como afirmado anteriormente, uma variável que traduz o risco percebido pela economia brasileira em relação ao mercado financeiro mundial. Portanto, o risco-país entra como variável doméstica unicamente para o Brasil, e como variável estrangeira para o restante da amostra.

O choque positivo sobre o risco-país representa o aumento da aversão do mercado financeiro em relação aos ativos financeiros do Brasil, sendo um evento exógeno, portanto, independente da conduta doméstica – pelo menos no início do choque. A Figura 6 realiza essa simulação.

O choque representa uma elevação de 7,5% sobre o risco-país, o qual promove a perda de valor de ativos financeiros domésticos, com o mercado de ações sofrendo uma queda inicial de 1,5%, a qual posteriormente perde significância estatística. A taxa de câmbio sofre uma forte desvalorização de 5%,

<sup>1</sup> E entra como variável estrangeira em todas as regiões, exceto para os EUA, pelos argumentos expostos na descrição dos dados, seção 4.

**Figura 6:** FIRG choque positivo sobre o risco-país (1994-2019)

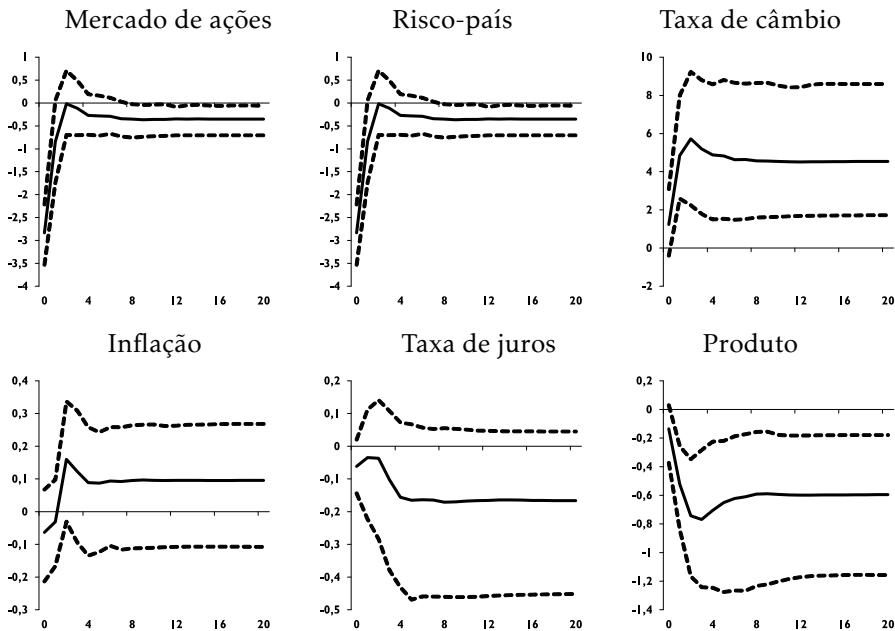
se estabilizando por volta desse valor. O choque sobre o risco-país ativa o processo denominado *“flight to quality”* (EICKMEIER; NG, 2015). Em momentos de incerteza, capitais financeiros buscam ativos de segurança, como o dólar, gerando a desvalorização de moedas domésticas, principalmente de mercados emergentes (BOWMAN; LONDONO; SAPRIZA, 2015). A súbita desvalorização cambial promove o aumento dos preços, juntamente com a subsequente reação da autoridade monetária elevando a taxa de juros.

Poder-se-ia esperar que a queda do mercado de ações, a fuga de capitais, a desvalorização de ativos financeiros e o aumento da taxa de juros transmitissem o choque do risco-país em redução do produto, todavia, sua resposta falha em ser significativa, embora tenha sido negativa.

A Figura 7 promove um choque negativo sobre o mercado de ações brasileiro, representando uma queda de 3% do seu valor. Tanto o risco-país quanto a taxa de câmbio têm respostas muito próximas às da Figura 5, com elevações de 5%. Essas estimativas sugerem que a taxa de câmbio brasileira amortece (ou absorve) choques domésticos, conclusão parecida com a de Lima, Maka e Alves (2011).

Ao contrário da Figura 6, as taxas de inflação e de juros não foram significativas. Entretanto, teve-se o ganho com o produto, com queda de 0,6%, sendo significativo em toda a sua trajetória. De acordo com a dinâmica exibida pela Figura 7, o choque negativo no mercado de ações se transmite principalmente pelo mercado cambial, com repercussões negativas sobre o produto.

Os resultados mostraram que a taxa de câmbio é sensível à choques financeiros, promovendo a saída de capitais e a desvalorização de ativos financeiros domésticos. Essa aversão aos ativos domésticos auxilia a compreender a queda do produto, além de incorporar o aumento da taxa de juros, comportamento visto na Figura 6 quando a política monetária reagiu de forma contracionista ao choque sobre o risco-país.

**Figura 7:** FIRG choque negativo sobre o mercado de ações (1994-2019)

#### 5.4 *Puzzle dos preços*

É comum em trabalhos de política monetária a ocorrência de aumento de preços quando há choque positivo sobre a taxa de juros. [Dees et al. \(2007\)](#) apresentaram essa característica, conhecida como *puzzle* dos preços, quando realizou choques monetários sobre os EUA com a utilização do GVAR.

No caso brasileiro, os resultados são mistos. [Silva, Paes e Bezerra \(2018\)](#) tiveram o *puzzle* dos preços, mas o justificaram pelo encarecimento promovido pelo crédito: o choque monetário eleva o custo de produção das firmas conforme o crédito envolvido nas operações se encarece. Consequentemente, as firmas repassam esse aumento de custo sobre os preços, gerando o *puzzle*.

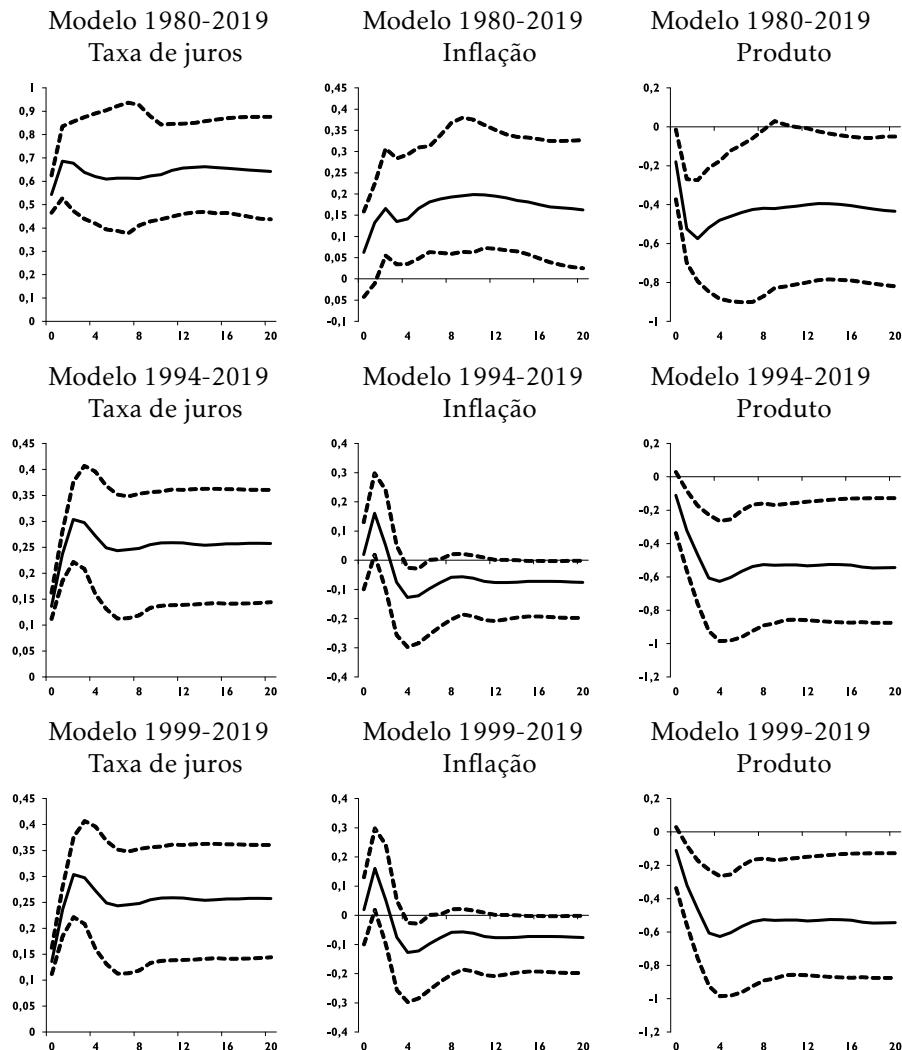
[Costa Filho \(2017\)](#) teve aumento concomitante de preços e juros e o corrigiu quando utilizou o índice de preços de *commodities* no modelo. [Céspedes, Lima e Maka \(2008\)](#) e [Carvalho e Rossi Júnior \(2009\)](#), por outro lado, não apresentaram essa relação.

A Figura 8 realiza um choque monetário em 3 recortes temporais: 1980-2019, 1994-2019 e 1999-2019. A primeira parte da figura exibe o modelo com a maior periodicidade, de 1980 a 2019. O choque monetário causa expressivo aumento da taxa de juros. O mesmo é observado na inflação, com aumento acumulado de 6% - portanto, há *puzzle* dos preços. O produto tem queda de 0,5% nessa configuração. Em todas as configurações a resposta do produto permanecerá por volta desse valor, cifra próxima à vista em [Costa Filho \(2017\)](#).

A segunda parte da figura mostra as estimativas para 1994-2019. O *puzzle* dos preços novamente é detectado. Em comparação com o modelo no período 1980-2019, observa-se expressiva redução do aumento percentual da taxa de juros e da variação da taxa de inflação em decorrência do choque monetário de um desvio-padrão. A reduzida expansão percentual dessas variáveis pode

decorrer tanto das reformas institucionais – Plano Real e RMI – quanto da eliminação de valores discrepantes nos dados.

**Figura 8:** FIRG choque positivo sobre a taxa de juros (1994-2019)



O *puzzle* dos preços deixa de existir na configuração de 1999-2019 – após o quarto período em diante. Como assinalado no início da subseção, todas as respostas do produto oscilaram por volta de -0,5%, mesmo quando os dados incluíram o período de hiperinflação e desequilíbrio do ambiente macroeconômico da década de 1980 e início dos anos de 1990.

A resposta negativa da taxa de inflação após o choque monetário ressalta a eficácia desse instrumento para estabilizar o avanço dos preços. Ademais, fornece evidência, com as ressalvas relativas aos dados, de que o RMI melhorou a administração e o efeito da política monetária sobre o controle dos preços.

Em resumo, além da análise do *puzzle* dos preços, a Figura 8 mostra que a política monetária contracionista se relaciona negativamente com o produto, independentemente do período sob análise. Portanto, a política monetária

contracionista pode deflagrar recessões na economia, mesmo com as alterações estruturais e institucionais acarretadas pelo Plano Real e pelo RMI.

A próxima subseção investiga choques provenientes do exterior, concedendo atenção especial ao comportamento da taxa de câmbio, a qual será analisado se apresenta comportamento similar ao visto anteriormente, de absorvedora de choques. Os choques externos partirão dos EUA e da China, regiões marcadamente influentes na economia mundial, e com relações comerciais significativas com o Brasil.

### 5.5 Choques externos e reação da economia brasileira

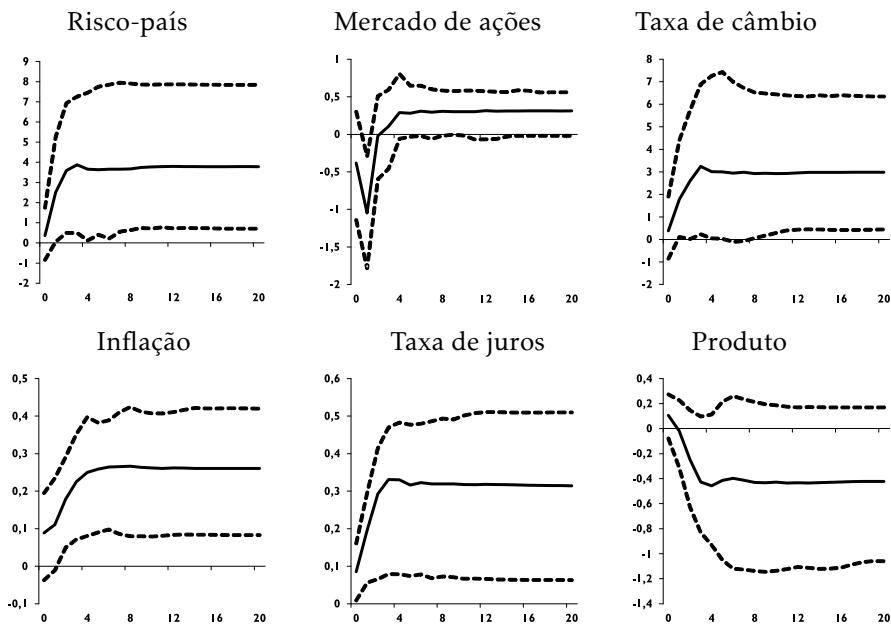
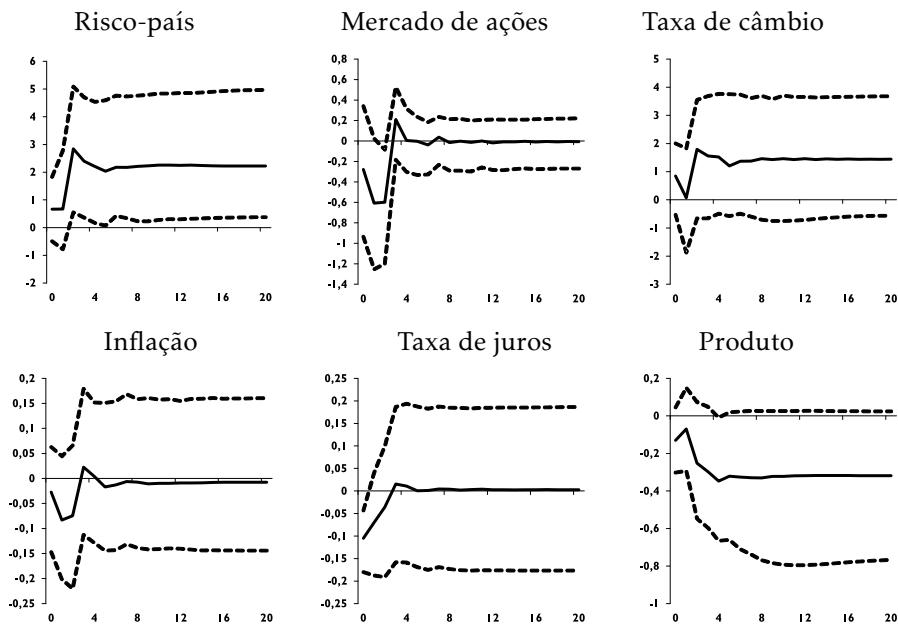
Uma das vantagens do GVAR é a possibilidade de realizar choques externos em determinadas regiões e observar como estes se propagam em todo o sistema. Nessa subseção, serão realizados choques nos EUA e na China, e será observado como esses choques impactam a economia brasileira.

Como o GVAR modela explicitamente a dinâmica doméstica de cada região, ele supera a limitação de tratar economias externas como um agregado de países, como procedido por [Kim \(2001\)](#), ou em tratar o ambiente externo com a incorporação de algumas variáveis representativas, como a taxa de juros dos EUA ([COSTA FILHO, 2017](#)). O GVAR incorpora cada variável estrangeira pertencente à sua respectiva região em sua modelagem. A inclusão possibilitada e promovida pelo GVAR, seguindo a amostra utilizada, decorre da incorporação de variáveis domésticas para todos os 33 países incluídos, portanto, tomando a taxa de juros como exemplo, tem-se não somente uma taxa de juros externa, mas 33 taxas de juros.

A Figura 9 realiza um choque monetário positivo nos EUA e apresenta as respostas das variáveis domésticas brasileiras. O choque monetário acarreta elevação do risco-país em aproximadamente 4%, acompanhado pela fuga de capitais, corporificada pela desvalorização cambial de 3%. A perda de valor real da moeda brasileira reforça o “voo de qualidade” que se opera em decorrência a choques externos. Há repasse do câmbio para os preços, gerando a reação da autoridade monetária mencionada acima. O mercado de ações tem resposta significativa somente a partir do primeiro ano do choque, com leve aumento de 0,3% - reação pouco intuitiva considerando as demais respostas. A fuga de capitais, o aumento na percepção de risco de se investir no país e o aumento da taxa de juros pressionam a produção para baixo, com decréscimo de 0,4%, falhando, todavia, em ser significativa.

Como visto nas Figuras 6 e 7, quando os choques ocorreram sobre o risco-país e sobre o mercado de ações, a taxa de câmbio acomodou os choques, amortecendo-os por meio de desvalorizações da moeda. A Figura 9 mostrou que esse papel também é desempenhado em relação à choques externos.

O último choque externo é sobre o PIB da China. A Figura 10 realiza o choque negativo sobre o produto chinês e mostra a reação das variáveis domésticas da economia brasileira. O risco-país sofre aumento de 2%, inferior ao visto ao choque dos EUA, mas ainda assim capaz de gerar oscilações nas variáveis brasileiras, com a queda do produto em aproximadamente 0,3%. O mercado de ações foi significativo na passagem do segundo para o terceiro trimestre, com queda de 0,6%. Após esse trimestre, ele se torna não significativo. As demais variáveis não foram significativas ao longo de suas trajetórias. Entre elas, a taxa de câmbio, a qual se elevou em 1,5%, mas falhou em ser significativa.

**Figura 9:** FIRG choque monetário dos EUA e respostas do Brasil (1994-2019)**Figura 10:** FIRG choque negativo sobre o PIB da China e respostas do Brasil (1994-2019)

Com base nas estimativas das Figuras 9 e 10, pode-se afirmar que o choque proveniente da China tem potencial de gerar oscilações na economia brasileira, mas essas são inferiores quando comparadas com choques provenientes dos EUA. A economia brasileira, julgando os resultados das Figuras 9 e 10, parece mais exposta a choques com origem nos EUA. No caso deste último, a

taxa de câmbio funcionou como amortecedora do choque, sofrendo uma desvalorização de 3%.

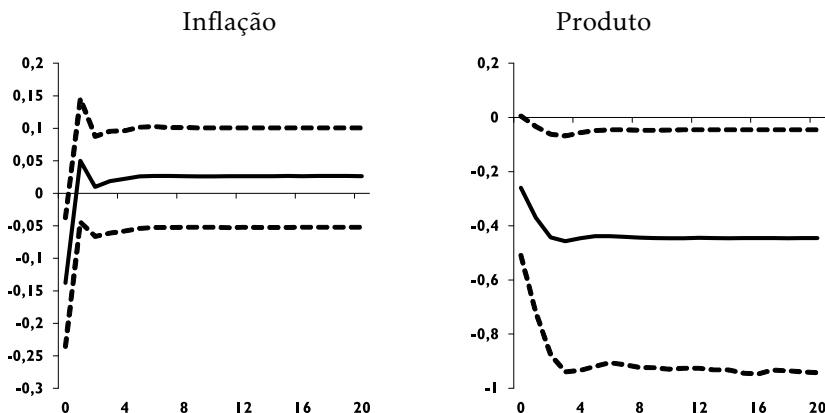
Em suma, a economia brasileira não é uma ilha isolada, estando sujeita a choques externos, principalmente quando estes são advindos de centros econômicos e pela percepção de aumento do risco-país. Como apontado por [Rey \(2016\)](#), regimes cambiais flexíveis não blindam economias de oscilações externas, o que foi confirmado para o caso brasileiro.

### 5.6 Recortes temporais alternativos

Como discutido na seção 2, a abrangência temporal de 1980 a 2019 permite a análise de diferentes períodos, com alguns destes tendo sido previamente analisados nas subseções anteriores, notadamente aqueles relacionados com o Plano Real (1994) e o RMI (1999). Nesta subseção, recortes alternativos são investigados com a intenção de analisar se as respostas das variáveis se alteram conforme o período temporal.

O primeiro recorte temporal é de 2003 a 2014, quando o Brasil testemunhou relativa estabilidade macroeconômica com o ambiente externo marcado por ampla liquidez externa e *boom* no preço de *commodities*. A Figura 11 apresenta o choque positivo sobre o câmbio brasileiro, representando a sua desvalorização. A diferença em relação às FIRGs anteriores é de que no primeiro período há uma surpreendente queda da taxa de inflação em 0,15%, a qual se torna não significativa posteriormente. Pelo lado do produto, este sofre uma queda de 0,4%, como tem sido a regra dos resultados até aqui.

**Figura 11:** FIRG choque positivo sobre a taxa de câmbio do Brasil (2003-2014)

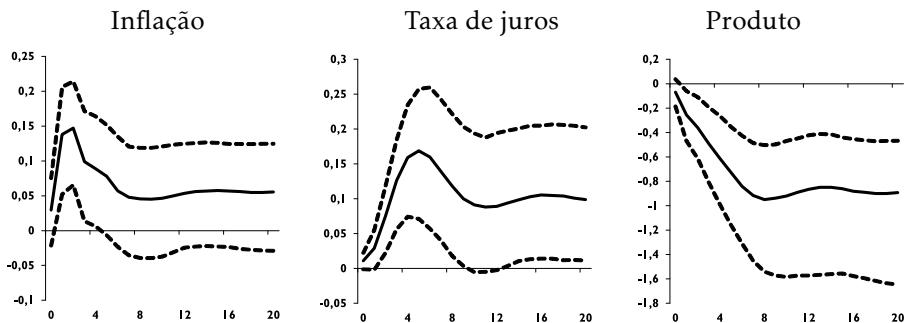


Nota: Dado o curto período temporal com dados trimestrais, foi necessário reduzir a quantidade de variáveis para que o modelo pudesse ser estável. Dessa forma, retirou-se a taxa de juros. Esse procedimento foi adotado sempre que o recorte temporal implicasse na queda brusca de observações.

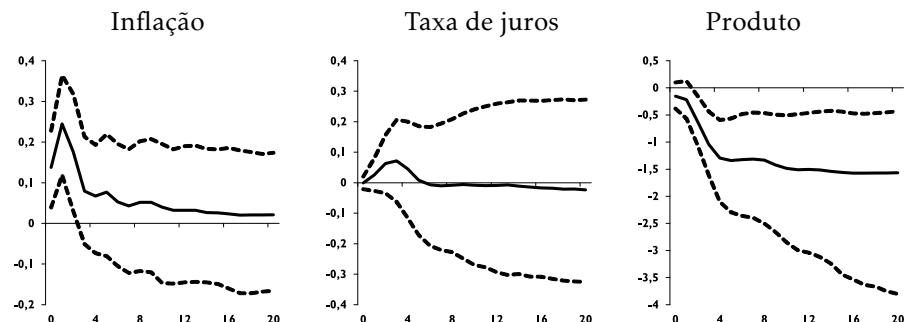
As Figuras 12 e 13 mostram os choques cambiais positivos nos períodos 2003-2019 e 2007-2019, respectivamente. O marco temporal se baseou nos governos de Lula. Durante o seu governo, houve uma alteração na condução da política macroeconômica com a troca do ministro da Fazenda, significando uma política fiscal mais frouxa ([BONELLI; VELOSO, 2016](#)). Pode-se também atribuir essa separação devido ao auge da elevação do preço das *commodities* ter ocorrido no segundo governo de Lula.

Os resultados não apresentam alterações significativas. Em ambas as figuras a taxa de inflação se eleva após o choque cambial, perdendo significância estatística nos trimestres seguintes. O banco central implementa uma política monetária para conter o aumento dos preços, sendo significativa apenas na Figura 12. No tocante ao produto, ele se retrai nas duas figuras, com diferenças quanto ao percentual: ele tem queda de 1% na Figura 12 e de 1,5% na Figura 13.

**Figura 12:** FIRG choque positivo sobre a taxa de câmbio do Brasil (2003-2019)



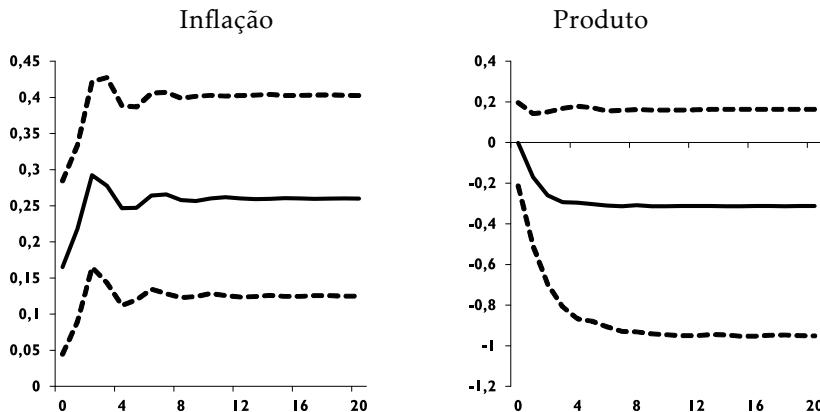
**Figura 13:** FIRG choque positivo sobre a taxa de câmbio do Brasil (2007-2019)



Comparando as Figuras 11, 12 e 13, a desvalorização cambial ativa o aumento dos preços domésticos, com a subsequente ação do banco central com uma política monetária restritiva para desacelerar o repasse cambial sobre os preços. O produto se retrai em todas as oportunidades, com maior ímpeto no período 2007-2019. Relacionando com os resultados relativos aos recortes temporais de 1994-2019 e 1999-2019, não se percebe diferença marcante quanto às respostas das variáveis ao choque cambial.

A Figura 14 verifica o choque cambial entre 2010 e 2019, período no qual as contas fiscais da economia brasileira tem gradativa piora, culminando na crise fiscal de 2015-2016. O choque cambial é relacionado com o arrefecimento dos preços em 0,25%, e com reação negativa do produto, embora não significativa.

Com o objetivo de verificar se a política de preços da Petrobras implementada desde 2016, caracterizada pelo alinhamento do preço do petróleo doméstico com os preços internacionais, poderia ter elevado o repasse da desvalorização cambial à inflação doméstica, a Figura 15 verifica o choque cambial

**Figura 14:** FIRG choque positivo sobre a taxa de câmbio do Brasil (2010-2019)

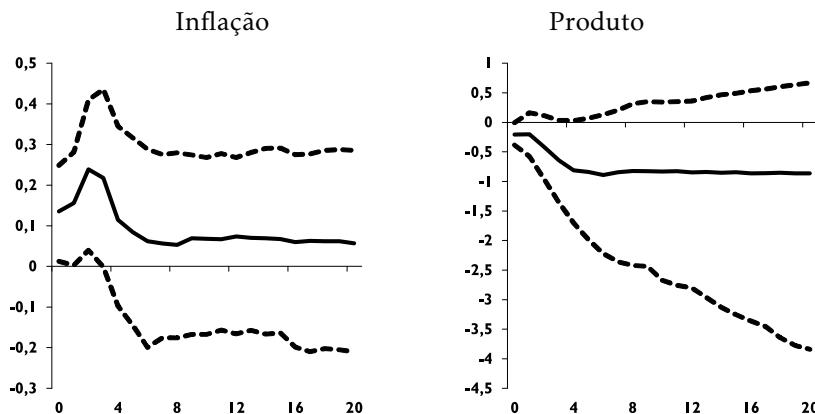
entre 2014 a 2019. Idealmente, o recorte temporal de 2016 a 2019 seria preferível, todavia, como os dados são trimestrais, essa estratégia implicaria em um modelo com apenas 16 observações, portanto, pouco recomendado para estimativas. Recuou-se até 2014 para aumentar o número de observações – embora ressalvas devam ainda ser levantadas quanto a esse ajuste. A Figura 15 não conseguiu captar mudança significativa do repasse cambial para inflação, a qual subiu 0,2% após o choque, valor próximo ao visto em todo o artigo.

Sem êxito nesse recorte temporal, seguiram-se as 3 estratégias especificadas na seção 3. A primeira consistiu em testar a política de preços da Petrobras de 2016 com a inclusão de uma *dummy* no modelo com valores unitários desde o quarto trimestre de 2016, quando a política de preços foi adotada. O período selecionado foi de 1999Q3 a 2019Q4. Em comparação com a Figura 4 (a qual também analisou o mesmo período), nenhuma alteração significativa foi detectada (resultados podem ser fornecidos sob solicitação).

A segunda estratégia consistiu em estimar dois modelos, um entre 1999Q3 e 2016Q3 e outro de 1999Q3 a 2019Q4. A ideia é que caso a nova política da Petrobras tenha causado alguma alteração significativa no repasse do câmbio, o modelo relativo ao segundo período mostraria diferenças em relação ao primeiro, provavelmente na elevação superior dos preços após o choque cambial. Nenhuma mudança foi identificada.

Finalmente, a última estratégia consistiu em usar uma série dos preços internacionais do petróleo, de [Mohaddes e Raissi \(2020\)](#). Os dois recortes temporais mencionados a pouco foram utilizados. A diferença é que o choque ocorreu sobre o preço internacional do petróleo, e não sobre o câmbio doméstico. Nos resultados, novamente nenhuma diferença foi notada (todos esses testes estão disponíveis sob solicitação. Por economia de espaço não foram apresentados).

Todos os novos recortes temporais testados nessa subseção reforçam o ajuste do modelo, uma vez que os resultados se mantiveram praticamente inalterados independentemente da limitação temporal imposta. Isso sugere que o período temporal normalmente empregado pela literatura, com início no Plano Real ou no RMI, é adequado para a finalidade de estimar choques cambiais e monetários.

**Figura 15:** FIRG choque positivo sobre a taxa de câmbio do Brasil (2014-2019)

## 6 Conclusão

Este artigo analisou choques cambiais, monetários, acionários, externos e de risco-país sobre a economia brasileira e a reação de variáveis macroeconômicas. Foi observado, principalmente após 1994, que a autoridade monetária é vigilante em relação ao controle dos preços, com a implementação de política monetária contracionista conforme os preços se expandiam.

Os choques cambiais guardaram efeitos significativos sobre o setor real, como a queda do investimento, puxando a produção para baixo. Tanto o crédito quanto a taxa de juros se destacaram como possíveis canais de transmissão desses choques, repassando um choque no setor financeiro para o setor real.

Também foi visto que a economia brasileira é suscetível a choques externos. Esses eventos causaram fortes oscilações sobre o ambiente macroeconômico brasileiro, com destaque para as flutuações do risco-país e da taxa de câmbio. Mesmo o regime cambial livre não foi capaz de blindar a economia de efeitos negativos, embora esse instrumento auxilie na absorção do choque.

Por outro lado, como é argumentado por [Bowman, Londono e Sapiriza \(2015\)](#), choques monetários dos EUA são mais intensos de acordo com o grau de desenvolvimento da economia. Portanto, mercado financeiro mais desenvolvido, contas fiscais e externas equilibradas e aumento do nível do produto per capita podem ajudar o Brasil a lidar com esses eventos. É uma direção para a formulação de políticas econômicas.

No tocante a choques domésticos, especialmente sobre o mercado cambial, foi visto que não há uma associação entre desvalorização do câmbio e aumento da produção, com o comportamento endógeno da política monetária e a baixa participação das exportações no produto como sugestões de hipóteses para compreender esse resultado, além da reação do mercado de crédito. Portanto, com base nos resultados apresentados, a administração da taxa de câmbio para o objetivo de promover o aumento da produção não parece ser uma recomendação adequada de política econômica.

Como linha de pesquisa futura, há variadas possibilidades, como incorporar a dívida pública, a taxa de juros incidente sobre ela e a política fiscal com o comportamento endógeno/exógeno da política monetária, o que enriqueceria o cenário para construir análises. Recomenda-se que o esforço em simular o

ambiente econômico internacional continue conforme realizado neste artigo. Uma dificuldade será conciliar períodos temporais e quantidade de países na amostra a níveis razoáveis ao incorporar essas variáveis.

## Referências

- ALMEIDA, F.; DIVINO, J. Risco de crédito e as políticas monetárias convencional e não convencional: o caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 23, n. 4, p. 27–52, 2019.
- ARAÚJO, E.; PERES, S. Política cambial, estrutura produtiva e crescimento econômico: fundamentos teóricos e evidências empíricas para o Brasil no período 1996-2012. *Análise Econômica*, v. 36, n. 69, p. 67–107, 2018.
- BACHA, E. *A crise fiscal e monetária brasileira*. 2. ed. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2016.
- BLANCHARD, O. *Macroeconomics*. 7. ed. Boston: Pearson, 2017.
- BONELLI, R.; VELOSO, F. *A crise de crescimento do Brasil*. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016.
- BOWMAN, D.; LONDONO, J.; SAPRIZA, H. U.S. unconventional monetary policy and transmission to emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, v. 55, p. 27–59, 2015.
- BRUNNERMEIER, M. et al. Feedbacks: financial markets and economic activity. *American Economic Review*, v. 111, n. 6, p. 1845–1879, 2021.
- CARNEIRO, D.; WU, T. Contas externas e política monetária. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 3, p. 301–323, 2004.
- CARVALHO, M. D.; ROSSI JÚNIOR, J. L. Identification of monetary policy shocks and their effects: FAVAR methodology for the Brazilian economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 29, n. 2, p. 285–313, 2009.
- CASTRO, L. Esperança, frustração e aprendizado: a história da Nova República (1985-1989). In: GIAMBIAGI, F. et al. (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011a.
- CASTRO, L. Privatização, abertura e desindexação: a primeira metade dos anos 90 (1990-1994). In: GIAMBIAGI, F. et al. (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011b.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKÀ, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123–160, 2008.
- CONTRI, A. Uma avaliação da economia brasileira no governo Dilma. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 41, n. 4, p. 9–20, 2014.

- COSTA FILHO, A. Monetary policy in Brazil: evidence from new measures of monetary shocks. *Estudos Econômicos*, v. 47, n. 2, p. 295–328, 2017.
- DEES, S. *et al.* Exploring the international linkages of the Euro area: a global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 1, p. 1–38, 2007.
- DIAS, M.; DIAS, J. Macroeconomic policy transmission and international interdependence: a SVAR application to Brazil and US. *EconomiaA*, v. 14, n. 2, p. 27–45, 2013.
- EICKMEIER, S.; NG, T. How do US credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach. *European Economic Review*, v. 74, p. 128–145, 2015.
- FEIJÓ, C.; NASSIF, A.; ARAÚJO, E. *Taxa de câmbio real e política cambial no Brasil*. [S. l.]: ANPEC, 2020. Encontro Nacional de Economia da ANPEC.
- FONSECA, M.; PEREIRA, P. Credit shocks and monetary policy in Brazil: a structural FAVAR approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 32, n. 2, p. 169–200, 2012.
- GIAMBIAGI, F. Estabilização, reformas e desequilíbrios macroeconômicos: os anos FHC (1995-2002). In: GIAMBIAGI, F. *et al.* (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011a.
- GIAMBIAGI, F. Rompendo com a ruptura: o governo Lula (2003-2010). In: GIAMBIAGI, F. *et al.* (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011b.
- GOLDFAJN, I.; MARTÍNEZ, L.; VALDÉS, R. Washington consensus in Latin America: from raw model to straw man. *Journal of Economic Perspectives*, v. 35, n. 3, p. 109–132, 2021.
- HERMANN, J. Auge e declínio do modelo de crescimento com endividamento: o II PND e a Crise da dívida externa (1974-1984). In: GIAMBIAGI, F. *et al.* (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- KIM, S. International transmission of U.S. monetary policy shocks: Evidence from VAR's. *Journal of Monetary Economics*, v. 48, n. 2, p. 339–372, 2001.
- KRUGMAN, P. *A crise de 2008 e a economia da depressão*. Rio de Janeiro: Campus, 2009.
- LIMA, E.; MAKÁ, A.; ALVES, P. Monetary policy and exchange rate shocks in Brazil: sign restrictions versus a new hybrid identification approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 31, n. 1, p. 97–136, 2011.
- MAURO, F.; SMITH, V. The basic GVAR DdPS model. In: MAURO, F.; PESARAN, M. (ed.). *The GVAR handbook: structure and applications of a macro model of the global economy for policy analysis*. Oxford: Oxford University Press, 2013.

- MIRANDA-AGRIPPINO, S.; RICCO, G. The transmission of monetary policy shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 13, n. 3, p. 74–107, 2021.
- MISHKIN, F. *The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy*. Cambridge, MA: NBER, 2001. (NBER Working Paper 8617).
- MOHADDES, K.; RAISSI, M. *Compilation, Revision and Updating of the Global VAR (GVAR) Database*. Cambridge: University of Cambridge, 2020. (mimeo).
- OREIRO, J.; PAULA, L. *A economia brasileira no governo Temer e Bolsonaro: uma avaliação preliminar*. 2022. Disponível em: [https://www.researchgate.net/profile/Joseluis-Oreiro/publication/336147850\\_A\\_economia\\_brasileira\\_no\\_governo\\_Temer\\_e\\_Bolsonaro uma\\_avaliacao\\_preliminar/links/5d92c2f092851c33e94b3d60/A-economia-brasileira-no-governo-Temer-e-Bolsonaro-uma-avaliacao-preliminar.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Joseluis-Oreiro/publication/336147850_A_economia_brasileira_no_governo_Temer_e_Bolsonaro uma_avaliacao_preliminar/links/5d92c2f092851c33e94b3d60/A-economia-brasileira-no-governo-Temer-e-Bolsonaro-uma-avaliacao-preliminar.pdf). Acesso em: 8 jun. 2022.
- PASTORE, A. *Erros do passado, soluções para o futuro: A herança das políticas econômicas brasileiras do século XX*. 1. ed. São Paulo: Portfolio-Penguin, 2021.
- PESARAN, M.; SCHUERMANN, T.; WEINER, S. Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 22, n. 2, p. 129–162, 2004.
- RESENDE, M.; TERRA, F. Ciclo, crise e retomada da economia brasileira: avaliação macroeconómica do período 2004-2016. *Economia e Sociedade*, v. 29, n. 2, p. 469–496, 2020.
- REY, H. *International channels of transmission of monetary policy and the Mundellian trilemma*. Cambridge, MA: NBER, 2016. (NBER Working Paper 21852).
- ROSSI, P. Política cambial no Brasil: um esquema analítico. *Revista de Economia Política*, v. 35, n. 4, p. 708–727, 2015.
- SANTOS, F. et al. Uma avaliação da política monetária nos regimes de metas cambiais e de metas para inflação. *Análise Econômica*, v. 37, n. 73, p. 25–52, 2019.
- SILVA, I.; PAES, N.; BEZERRA, J. Evidências de pass-through incompleto da taxa de juros, crédito direcionado e canal de custo da política monetária no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 48, n. 4, p. 559–595, 2018.
- TELES, V.; MENDONÇA, D. Política monetária em tempos de crise. *Revista Brasileira de Economia*, v. 67, n. 4, p. 501–519, 2013.
- TOMAZZIA, E.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 4, p. 371–398, 2009.
- VIEIRA, R.; GONÇALVES, C. Um estudo sobre os impactos da surpresa da política monetária na atividade econômica brasileira. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 2, p. 199–213, 2008.



## REFLEXOS DA MATERNIDADE: A RELAÇÃO ENTRE O ENSINO INFANTIL E O TRABALHO DA MULHER

MARIA VICTORIA GARCIA ROSA <sup>\*</sup>  
KÊNIA BARREIRO DE SOUZA <sup>†</sup>  
ADRIANA SBICCA FERNANDES <sup>‡</sup>

### Resumo

O objetivo do trabalho é investigar os efeitos de possuir filhos no ensino infantil para mulheres que possuem dependentes de zero a cinco anos, no que tange à probabilidade de participar do mercado de trabalho e de conseguir um emprego. Usando dados da PNAD (2011 a 2015) e aplicando o método de *Propensity Score Matching* para os modelos Logit e Logit Sequencial, os resultados indicam que as mulheres cujos filhos frequentam o ensino infantil possuem um aumento de cerca de 8% na probabilidade de participação no mercado de trabalho e de cerca de 3% na probabilidade de estarem empregadas.

**Palavras-chave:** oferta de trabalho feminino; creche; *Propensity Score Matching*.

### Abstract

This paper aims to investigate the effects of having children in daycare centers or preschools for women who have dependents from zero to five years old, regarding the probability of participating in the labor market and the probability of getting a job. Using PNAD data (2011 to 2015) and applying the Propensity Score Matching method to the models Logit and Sequential Logit, the results indicated that women whose children attend early childhood education are 8% more likely to participate in the labor market and 3% more likely to be employed.

**Keywords:** female labor supply; daycare; Propensity Score Matching.

**JEL classification:** J13, J16, J21, J23

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea184462>

---

<sup>\*</sup> Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: victoria.garcia@estudante.ufjf.br

<sup>†</sup> Universidade Federal do Paraná. E-mail: keniadesouza@ufpr.br

<sup>‡</sup> Universidade Federal do Paraná. E-mail: adsbicca@ufpr.br

## 1 Introdução

Nas últimas décadas, fatores como o crescimento dos movimentos feministas, transformações ocorridas nas estruturas familiares, como a redução do número de filhos, a maior eficiência na produção de bens e serviços domésticos e o processo acelerado de industrialização e urbanização, contribuíram para que o papel da mulher na sociedade ganhasse maior visibilidade, o que colaborou com a inserção das mulheres no mercado de trabalho. Ademais, o aumento da escolaridade feminina e dos salários também levaram a uma maior incorporação das mulheres nas atividades fora do lar (BROWNING; CHIAPPORI; WEISS, 2014; GREENWOOD; SESHADRI; YORUKOGLU, 2005; GOLDIN, 1989; HECKMAN, 1974; MELO; CONSIDERA; DI SABBATO, 2007).

Apesar dessa maior inserção da mulher no mercado de trabalho, a mudança do papel feminino na sociedade não foi acompanhada por mudanças nas ocupações domésticas (MONTALI; LIMA, 2013) devido a diversos fatores, como a falta de transformação do papel masculino quanto a estas tarefas (MELO; CONSIDERA; DI SABBATO, 2007). Junto a esse fator, as normas sociais baseadas em segregação de gênero também contribuem para uma maior atribuição das atividades domésticas às mulheres, como cuidado dos filhos e das casas (DEGRAFF; ANKER, 2015).

Assim, são designadas múltiplas tarefas às mulheres, sendo esse um dos motivos pelos quais suas atividades no mercado de trabalho tendem a ser subestimadas, fazendo com que esse grupo esteja mais propenso a deixar os seus empregos e a trabalhar menos horas semanais fora de casa quando comparadas aos homens (DEGRAFF; ANKER, 2015). Além disso, a maior frequência na realização de afazeres domésticos, faz com que as mulheres possuam uma dupla jornada de trabalho e, assim, ao se considerar o trabalho remunerado em contexto profissional e os afazeres domésticos não pagos, apresentam uma jornada de trabalho total mais longa que a dos homens, levando a uma redução do tempo livre e do bem-estar (PERISTA, 2002; COLTRANE, 2000; FUWA, 2004; LENNON; ROSENFIELD, 1994; DEDECCA, 2004).

Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), no ano de 2020 o tempo gastos no mercado de trabalho pelas mulheres era cerca de 37 horas semanais. Já para os homens, a jornada de trabalho ocupava em média 41,6 horas por semana. Em relação aos afazeres domésticos, enquanto as mulheres ocupadas despendiam em média 18,5 horas por semana, os homens ocupados despendiam em média 10,4 horas (IBGE, 2020). Pesquisas internacionais relacionadas ao uso do tempo em países da Europa Ocidental, Estados Unidos e Austrália também mostram que ainda há uma predominância feminina na realização do trabalho doméstico, sendo que as mulheres realizam duas vezes mais trabalho doméstico em comparação aos homens (BIANCHI *et al.*, 2000; BRINES, 1994; COLTRANE, 2000; FUWA, 2004; GREENSTEIN, 2000).

Fatores como o casamento e a presença de filhos contribuem para a intensificação da divisão sexual do trabalho (MADALOZZO; MARTINS; SHIRATORI, 2010). Além disso, a presença de filhos, principalmente em idade escolar, também tem impactos sobre a mão de obra feminina, aumentando as chances de inserção em trabalhos precários e autônomos (GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019; GUIGINSKI, 2015). Para as mulheres que possuem filhos de até 6 anos de idade matriculados em creches ou pré-escolas, a taxa de ocupação é de cerca de 61,15%, enquanto apenas 47,68% das mães que não possuem os filhos matri-

culados em creches estão ocupadas, segundo dados da PNAD de 2015 (IBGE, 2015). Tais dados reforçam a importância das creches para o trabalho feminino.

Diante desse contexto, é possível dizer que a maternidade tende a reforçar essas desigualdades, trazendo consequências sobre o trabalho remunerado das mulheres. Assim, é importante pensar em políticas públicas capazes de amenizar tais desigualdades, a fim de melhorar as perspectivas das mulheres em suas carreiras, no mercado de trabalho, e em todos os demais aspectos das suas vidas. Dentre essas políticas, a oferta de creches e de pré-escolas, que tem como objetivo o desenvolvimento físico, intelectual e social das crianças, além de ter um impacto de longo prazo na vida das crianças (NORES; BARNETT, 2010; BAKER-HENNINGHAM; LÓPEZ BÓO, 2010; CONTI; HECKMAN, 2014), também tem um importante papel de possibilitar a realocação do tempo das mães, o que gera um incentivo ou aumenta a probabilidade de ofertar mão de obra (BARROS *et al.*, 2011; CAMPOS; SILVA, 2020; COSTA, 2007).

Nesse contexto, o presente trabalho tem como objetivo analisar o impacto de possuir os filhos matriculados em creches ou pré-escolas, fator que contribui para a redução do trabalho doméstico feminino e que ajuda a reduzir as desigualdades entre as demandas de trabalho doméstico e trabalho remunerado, sobre aspectos relacionados ao mercado de trabalho para as mulheres.

Utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 2011 a 2015 e os métodos *Propensity Score Matching* (PSM), logit e logit sequencial, são comparadas a probabilidade de entrada no mercado de trabalho e a probabilidade de estar empregada, de mulheres que possuem seus filhos de zero a cinco anos matriculados no ensino infantil com aquelas que não possuem filhos frequentando creches ou pré-escolas. Além disso, o trabalho também busca analisar a diferença desses efeitos entre os níveis de renda das mães, por meio do Logit Sequencial, entre raças e regiões do país.

As hipóteses do trabalho, a serem discutidas com mais profundidade na próxima seção, são de que a frequência dos filhos em creches e pré-escolas têm os seguintes impactos: geram um impacto positivo sobre a probabilidade de participação das mães no mercado de trabalho (devido às menores restrições de tempo), e as mães têm um maior número de empregos compatíveis, aumentando a probabilidade de emprego. Acredita-se também que o efeito das creches e pré-escolas é diferente entre raças, regiões e ao longo da distribuição de renda.

As seções a seguir abordam a literatura sobre o tema, metodologias, base de dados utilizada, os resultados obtidos e as considerações finais.

## 2 Revisão de Literatura

### 2.1 Revisão Teórica

A teoria neoclássica de oferta de trabalho formaliza a decisão individual de participação e busca por emprego a partir do *trade-off* entre trabalho e lazer e da concepção de um salário reserva, que representa o valor mínimo pelo qual o indivíduo está disposto a aceitar determinado cargo (KILLINGSWORTH; HECKMAN, 1986; BERNDT, 1996). Nesse sentido, a teoria explica a menor participação da mulher no mercado de trabalho fundamentalmente por dois fatores: ao salário reserva elevado e à menor expectativa de salários (KABEER, 2020).

Devido às normas sociais e às chamadas barreiras culturais<sup>1</sup>, que afetam diretamente a alocação do trabalho doméstico dentro das famílias, as mulheres dispendem mais tempo do que os homens na realização de trabalhos domésticos e cuidado com os filhos<sup>2</sup>. Assim, estas possuem mais custos em relação aos homens para se inserirem no mercado de trabalho, o que leva a um salário reserva maior, deixando-as mais propensas a terem uma menor participação no mercado de trabalho (BECKER, 2009; AGUIAR; HURST, 2007; COSTA, 2007). A existência dessa barreira cultural é confirmada quando as reduções das responsabilidades domésticas, como cuidado de pessoas, cozinhar, limpar a casa, entre outros, levam a um aumento da oferta de mão de obra feminina (COSTA, 2007).

Além das barreiras culturais, barreiras econômicas como a discriminação e a segmentação no mercado de trabalho levam a um diferencial salarial que não pode ser explicado por fatores observáveis (YAHMED, 2018; WAJNMAN, 2013). Assim, o salário potencial das mulheres é menor que o dos homens, mesmo quando as suas características produtivas são idênticas. Consequentemente, mesmo quando o salário reserva de homens e mulheres são idênticos, as mulheres vão se inserir menos no mercado de trabalho devido ao seu menor salário potencial (COSTA, 2007).

Outros fatores que afetam a oferta de trabalho feminina estão relacionados ao ciclo de vida e a períodos como casamento e maternidade (LEME; WAJNMAN, 1999). Uma menor taxa de fecundidade está associada com uma maior participação das mulheres no mercado de trabalho (PSACHAROPOULOS; TZANNATOS, 1992; LEME; WAJNMAN, 1999), as quais, durante o período reprodutivo, apresentam uma redução da oferta de mão de obra relacionada à dedicação ao cuidado dos filhos, afetando principalmente famílias de baixa renda (BIRCH, 2005; RAMOS; AGUAS; FURTADO, 2011).

Para a teoria neoclássica, do ponto de vista individual, homens e mulheres são iguais enquanto fatores de produção, de tal forma que todas as assimetrias que são observadas e que impactam a oferta de trabalho feminino refletem apenas diferentes decisões individuais, desconsiderando os fatores anteriores ao mercado de trabalho que levam a essas decisões (KABEER, 2020). Por exemplo, a escolha entre trabalho e lazer dá pouco peso ao fato de que a gravidez e as barreiras culturais influenciam a oferta de trabalho, além de não incorporar o trabalho não pago de cuidado e afazeres domésticos (BECCHIO, 2019).

Uma tentativa de análise de produção doméstica em um modelo de escolha familiar, aparece no modelo de especialização de Browning, Chiappori e Weiss (2014), no qual os agentes obtêm ganhos ao se especializarem em determinada atividade. Em uma família com duas pessoas *a* e *b*, a alocação do tempo pode ser feita no mercado de trabalho ou na produção doméstica de um único bem não mercantil. Os agentes obtêm utilidade a partir da quantidade consumida desse bem, sendo indiferentes entre o tempo gasto na produção doméstica e o tempo de trabalho gasto no mercado de trabalho.

Dessa teoria, poder-se-ia concluir que o membro do casal com mais capital humano deveria fazer menos trabalho não remunerado. Não obstante, as mudanças observadas ao longo das últimas décadas, tais como o aumento da

<sup>1</sup>Como barreira cultural pode-se identificar a responsabilidade exclusiva das mulheres pela realização de tarefas domésticas, elementos de natureza religiosa, dentre outros (COSTA, 2007).

<sup>2</sup>No ano de 2019, as mulheres dedicaram, em média, 21,4 horas ao trabalho doméstico e cuidado de pessoas, enquanto o tempo médio gasto pelos homens nessas tarefas foi de 11,9 horas, segundo dados da PNAD de 2019 (IBGE, 2020).

participação feminina no mercado de trabalho, aumento dos rendimentos e da escolaridade feminina, colocam em questionamento a teoria, já que, apesar dessas mudanças, a alocação entre trabalho remunerado e não remunerado segue em desequilíbrio entre homens e mulheres (MADALOZZO; MARTINS; SHIRATORI, 2010; SEVILLA-SANZ; GIMENEZ-NADAL; FERNÁNDEZ, 2010).

Por sua vez, os modelos de decisão coletiva, também baseados em escolhas otimizadoras, consideram que a decisão do indivíduo ocorre dentro de um contexto familiar em que outros indivíduos também estão decidindo sobre a sua oferta de mão de obra. Assim, existiria uma única função de utilidade para todo o domicílio, e a maximização dessa utilidade, dada a restrição orçamentária domiciliar, é o que define a oferta de mão de obra de todos os membros do domicílio, havendo assim uma cooperação perfeita entre eles (BROWNING; CHIAPPORI; WEISS, 2014).

Já nos modelos de barganha, o foco é a utilidade individual e não a utilidade conjunta do casal. Nesse caso, a alocação do tempo em trabalho remunerado e não remunerado seria resultado de conflito e não mais de racionalidade econômica. Não sendo o trabalho doméstico algo prazeroso, os membros da família tentariam trocar o tempo gasto em trabalho doméstico por tempo gasto em trabalho remunerado. O que determinaria como essa troca se daria seria a quantidade de poder que cada membro possui. Um conjunto de variáveis determinaria a quantidade de poder de barganha dos membros do casal, como gênero, raça, escolaridade, renda e o próprio desempenho no mercado de trabalho (BRINES, 1994; BLOOD JR.; WOLFE, 1960; KITTERØD; LAPPEGÅRD, 2012). Quanto maior o poder de barganha, em menos atividade doméstica o membro da família se engajaria.

## 2.2 Revisão empírica

Em geral, a literatura abordada a seguir encontra que, enquanto a presença de filhos no domicílio possui um impacto negativo sobre a oferta de mão de obra feminina, o aumento da oferta de creches e pré-escolas e os incentivos ao acesso estão relacionados a uma maior oferta da mão de obra de mulheres com filhos pequenos, além do aumento da probabilidade de estar empregada.

A presença de filhos de até seis anos, leva a uma redução do tempo gasto em afazeres domésticos pelos homens, enquanto se observa um aumento do tempo gasto em tais atividades para as mulheres (SOARES, 2019). Campos e Silva (2020) têm como objetivo do seu trabalho, analisar os impactos das creches e pré-escolas sobre a alocação de tempo das mães. Os resultados indicam que a frequência dos filhos no ensino infantil contribui para uma redução do tempo alocado pelas mães em afazeres domésticos, em relação às horas totais de trabalho.

No que tange à oferta de mão de obra, a presença de filhos, principalmente em idade escolar, diminui a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho. Além disso, mulheres com dois ou mais filhos em idade pré-escolar, apresentam chances 3,2 vezes menores de estarem no mercado de trabalho em comparação com mulheres da mesma faixa etária e sem filhos (GUIGINSKI, 2015; GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019).

As mulheres de famílias mais pobres tendem a participar ainda menos do mercado de trabalho por falta de acesso a creches ou a recursos financeiros suficientes para arcar com os custos de uma babá ou de uma creche particular, consequentemente, acabam se dedicando mais ao trabalho doméstico,

reforçando o ciclo de pobreza (RAMOS; AGUAS; FURTADO, 2011). Ramos, Aguas e Furtado (2011) encontram como resultados do seu trabalho que as famílias consideradas potencialmente pobres têm uma maior probabilidade de ter a mulher na força de trabalho. Apesar disso, esse diferencial é reduzido, e até mesmo revertido se elas possuem filhos em idade pré-escolar.

Na ausência de outra pessoa da família que possa se responsabilizar pelo cuidado da criança, o valor que seria gasto com creches ou para contratar uma babá, passa a ser incorporado no salário reserva da mãe, que fica encarregada dessa responsabilidade. Esse fator, aliado à menor escolaridade e à maior presença de filhos, resulta em uma menor participação no mercado de trabalho, já que o salário reserva fica acima do que é oferecido pelo mercado devido ao seu nível de qualificação mais baixo (COSTA, 2007). Além disso, Pazello e Fernandes (2004), Biazetti (2017) e Queiroz e Aragón (2015) também encontram uma relação negativa entre a presença de filhos no domicílio e a oferta de mão de obra feminina.

No trabalho de Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009), os autores analisam as diferenças de gênero no desemprego e inatividade e encontram que a variável “número de crianças no domicílio” tem um impacto considerável para as mulheres, sendo novamente as mulheres mais pobres as mais afetadas pela presença de uma criança no domicílio. Para os autores, esses resultados podem refletir diferenças no nível de escolaridade e de acesso a creche.

Em um experimento em bairros de baixa renda do município do Rio de Janeiro, Barros *et al.* (2011) mostram que o ingresso dos filhos em creches públicas gera uma elevação na oferta de trabalho de mulheres que possuem filhos pequenos. Nesse sentido, como as creches são uma alternativa para o cuidado das crianças, a maior oferta destas pode influenciar a decisão das mulheres em relação à entrada no mercado de trabalho, já que pode contribuir para uma redução de seus salários reserva. Resultados similares são encontrados no trabalho de Deutsch (1998), também realizado para bairros de baixa renda do Rio de Janeiro.

Também analisando a participação das mulheres no mercado de trabalho, Barbosa e Costa (2017) buscam identificar a influência da oferta de creches sobre tal aspecto. Os resultados apontam que há um efeito positivo da oferta de creches sobre a probabilidade de participação das mulheres com filhos pequenos no mercado de trabalho. Outros autores como Costa (2007) e Queiroz e Aragón (2015) encontram resultados semelhantes.

Em relação ao emprego, para as mulheres que possuem filhos de até 6 anos de idade matriculados em creches ou pré-escolas, a taxa de ocupação é de cerca de 61,15%, enquanto apenas 47,68% das mães que não possuem os filhos matriculados em creches estão ocupadas, segundo dados da PNAD de 2015 (IBGE, 2015). Ademais, a presença de filhos, principalmente em idade escolar, aumenta as chances de inserção em trabalhos precários e autônomos (GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019; GUIGINSKI, 2015). Tais dados reforçam a importância das creches para o trabalho feminino, sendo tal importância confirmada pelo trabalho de Barros *et al.* (2011), em que os autores encontram que a frequência dos filhos em creches aumenta em cerca de 16% a taxa de emprego das mães.

Em suma, as evidências no Brasil mostram que as mulheres com filhos têm uma maior probabilidade de não participarem do mercado de trabalho e uma menor probabilidade de estarem empregadas. Já a frequência dos filhos em creches e pré-escolas contribui para uma redução dessas probabilidades,

contribuindo para melhores condições de trabalho dessas mulheres (SOARES, 2019; CAMPOS; SILVA, 2020; GUIGINSKI, 2015; GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019; RAMOS; AGUAS; FURTADO, 2011; COSTA, 2007; PAZELLO; FERNANDES, 2004; BIAZETTI, 2017; QUEIROZ; ARAGÓN, 2015; OLIVEIRA; SCORZAFAVE; PAZELLO, 2009; BARROS *et al.*, 2011; DEUTSCH, 1998; BARBOSA; COSTA, 2017).

Em relação à literatura internacional, os resultados são similares aos encontrados para o caso brasileiro. O trabalho de *Bauernschuster e Schlotter* (2015) investiga o impacto do fornecimento de creches públicas altamente subsidiadas sobre a mão de obra de mães alemãs. Os resultados encontrados pelos autores sugerem que há um aumento da oferta de trabalho dessas mulheres quando os filhos passam a frequentar as creches públicas.

Os autores *Anderson e Levine* (1999), *Blau e Robins* (1988) e *Blau e Tekin* (2007), ao considerarem o acesso a assistência infantil para mulheres residentes dos Estados Unidos como um determinante da oferta de mão de obra feminina, encontraram que uma redução dos custos do cuidado infantil está relacionado a um aumento da participação materna no mercado de trabalho. Estudos de outros países, como *Gustafsson e Stafford* (1992) para a Suécia, *Baker, Gruber e Milligan* (2008) para Quebec, no Canadá e *Rosero e Oosterbeek* (2011) para o Equador, também encontram uma relação positiva entre oferta de creches e participação feminina no mercado de trabalho. Para a Guatemala, os resultados do impacto de creches para a participação das mães no mercado de trabalho não são significativos (*Hallman et al.*, 2005).

Analizando o caso da Dinamarca, *Simonsen* (2006) encontra que a redução do preço do cuidado infantil está relacionado a um aumento do emprego das mães. Além disso, alguns municípios garantem a vaga para a criança enquanto outros possuem uma lista de espera. Os resultados encontrados indicam que a garantia do acesso ao ensino infantil tem um efeito positivo sobre o trabalho de mães com crianças de zero e um ano de idade, quando comparado ao sistema de filas.

Em um trabalho realizado para a Argentina, *Berlinski e Galiani* (2007) estudam o impacto de um programa de construção de creches e pré-escolas sobre o emprego das mães. Como resultado, os autores encontram uma relação positiva entre creches e pré-escolas e o emprego de mulheres com filhos pequenos. Também se observa um aumento da probabilidade de emprego para mães mexicanas (*Ángeles et al.*, 2011; *Calderon*, 2014) e colombianas (*Attanasio; Vera-Hernandez*, 2004) cujos filhos frequentam creches.

Assim, as evidências internacionais indicam que a oferta de creches e pré-escolas, e o fornecimento de subsídios para acesso a tais serviços, podem aumentar a participação feminina no mercado de trabalho, pois libera um tempo que anteriormente era dedicado ao cuidado dos filhos. Além disso, há evidências de uma contribuição para a redução do desemprego.

As principais metodologias utilizadas para analisar os efeitos das creches e pré-escolas sobre o trabalho feminino foram os modelos probit (COSTA, 2007; BARBOSA; COSTA, 2017; GUSTAFSSON; STAFFORD, 1992; ANDERSON; LEVINE, 1999; HALLMAN *et al.*, 2005), logit (COSTA, 2007; CAMPOS; SILVA, 2020; DEUTSCH, 1998; GUSTAFSSON; STAFFORD, 1992) e de variáveis instrumentais (BARROS *et al.*, 2011; BAUERN SCHUSTER; SCHLOTTER, 2015; ATTANASIO; VERA-HERNANDEZ, 2004). Os métodos PSM e logit sequencial, propostos neste trabalho, ainda não foram utilizados para realizar as análises do efeito do ensino infantil sobre o trabalho feminino.

O presente estudo avança em relação à literatura ao analisar o efeito das crianças do domicílio frequentarem creches e pré-escolas sobre a probabilidade de participar do mercado de trabalho e de estar empregada, utilizando os métodos PSM e logit sequencial. Além disso, são realizadas análises regionais, raciais e por nível de renda. Como contraponto, são realizadas análises para os homens, a fim de comparar com os resultados obtidos para as mulheres.

O uso do PSM permite saber o que teria acontecido com indivíduos que receberam o tratamento, caso não tivessem recebido. Mais especificamente, permite comparar os aspectos do trabalho das mulheres que têm os filhos matriculados no ensino infantil com o que aconteceria com as mesmas mulheres caso os filhos não frequentassem creches ou pré-escolas. Já o uso do logit sequencial permite analisar em qual das etapas os efeitos das creches ou pré-escolas são maiores, ou seja, permite responder se a maior barreira estaria em entrar no mercado de trabalho ou em encontrar um trabalho. Ademais, é possível verificar quais os níveis de renda mais beneficiados.

### 3 Metodologia

Para que possíveis vieses decorrentes de características observáveis diferentes entre as mulheres cujos filhos frequentam creches e pré-escolas e aquelas cujos filhos não frequentam sejam mitigados, o modelo de PSM é utilizado para análise. A escolha do modelo se deve ao fato de que há a busca por comparação dos indivíduos dos grupo de tratamento que tenham características observáveis mais próximas possíveis dos indivíduos do grupo contrafactual. Em que o grupo de tratados é composto por mulheres que possuem dependentes com idade entre zero e cinco anos frequentando o ensino infantil, enquanto o grupo de controle é composto por aquelas cujos filhos não frequentam. A separação da amostra em dois grupos é utilizada para verificar se existe diferença na atuação dessas mães em relação à probabilidade de participação no mercado de trabalho e de estar empregada.

A análise será realizada com base nos dados da PNAD entre os anos de 2011 a 2015<sup>3</sup>. Tais anos foram escolhidos por serem os mais recentes dados da PNAD que possuem informações sobre a educação de crianças de zero a quatro anos. Além disso, serão consideradas mulheres com idade entre 20 a 60 anos, que possuíam filhos com idade elegível para frequentar o ensino infantil, entre zero e cinco anos, no ano de pesquisa, e que responderam os questionários relacionados aos controles que serão utilizados no trabalho, apresentados na Tabela 1.

A identificação das mães ocorreu da seguinte forma: primeiro, foram mantidas na base somente mulheres que declararam que tiveram filhos nascidos vivos até a data de referência. Posteriormente, foram mantidas na base somente as mulheres que declararam que a idade do último filho nascido vivo era de até cinco anos, no ano da pesquisa. A seguir, foi identificado se há alguma criança de zero a cinco anos no domicílio, sendo esta criança filho, outro parente, ou agregado da pessoa de referência, além de ser do mesmo núcleo

<sup>3</sup>O número de observações, sem expansão amostral e por ano, para a base completa, para a base com todas as mulheres com filhos de zero a cinco anos e para a base com mulheres com filhos de zero a cinco anos que participam do mercado de trabalho são, respectivamente: 358 919, 26 869 e 11 903 para 2011; 365 451, 27 109, 12 043 para 2012; 362 451, 26 572, 10 882 para 2013; 362 627, 26 704, 11 360 para 2014; 355 904, 25 851, 11 627 para 2015.

**Tabela 1:** Descrição das variáveis

Variável	Descrição
Escola	<i>Dummy</i> igual a um se pelo menos uma criança do domicílio pela qual o indivíduo é responsável frequenta creche ou pré-escola.
Não frequenta a escola*	<i>Dummy</i> igual a um se nenhuma criança do domicílio pela qual o indivíduo é responsável frequenta creche ou pré-escola.
Região Metropolitana	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região metropolitana.
Não residente da RM*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo não reside na região metropolitana.
Urbana*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na área urbana.
Rural	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na área rural.
Idade	Idade do indivíduo responsável pela criança.
Idade ao quadrado	Idade do indivíduo responsável pela criança ao quadrado.
Escolaridade baixa*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo possui menos de 11 anos de estudo.
Escolaridade média	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo possui de 11 a 14 anos de estudo.
Escolaridade Alta	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo possui 15 anos de estudo ou mais.
Avó no domicílio	<i>Dummy</i> igual a um se a avó da criança reside no domicílio.
Avó não reside no domicílio*	<i>Dummy</i> igual a um se a avó da criança não reside no domicílio.
Cônjugue no domicílio	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo vive com o cônjuge.
Cônjugue não reside no domicílio*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo não vive com o cônjuge.
Branco*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo é branco ou amarelo.
Negro	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo é negro, pardo ou indígena.
Chefe de família	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo é chefe de família.
Outro morador	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo não é chefe de família.
Idade do dependente mais novo	Idade da criança mais nova pela qual o indivíduo é responsável.
Norte*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região Norte.
Nordeste	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região Nordeste.
Sudeste	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região Sudeste.
Sul	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região Sul.
Centro Oeste	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região Centro Oeste.
Décimos de Renda	<i>Dummy</i> igual a um para o décimo de renda per capita que o indivíduo pertence.

Nota: \*Variável de referência

Fonte: Elaboração própria.

familiar. Não sendo identificada nenhuma criança com tal idade no domicílio pertencente ao mesmo núcleo familiar, a mulher é excluída da base. Assim, é possível que parte da amostra seja composta por enteados, mas não é possível realizar tal identificação a fim de analisar se há alguma diferença dos efeitos para mães ou madrastas.

Além disso, a presença da avó no domicílio foi utilizada como variável de controle, já que a avó pode ser uma pessoa disponível para cuidar da criança na ausência do ensino infantil. A identificação da avó foi feita por meio da resposta à pergunta se a mãe mora no domicílio, podendo ser mãe de qualquer um dos cônjuges.

No modelo de análise da participação no mercado de trabalho, a variável dependente é uma variável binária, que assumirá valor igual a um se o indivíduo for economicamente ativo, e zero caso contrário, sendo os indivíduos ocupados e desocupados considerados economicamente ativos.

Para a análise relacionada à probabilidade de emprego, a variável dependente é uma variável binária, que assumirá valor igual a um se o indivíduo estiver empregado, e zero caso contrário. Aqui, para os métodos PSM e logit, são retiradas da amostra pessoas economicamente inativas, ou seja, aquelas que não estavam trabalhando e que não procuraram emprego nos últimos 30 dias.

Como limitação do estudo, têm-se o fato de que existem endogeneidades advindas da simultaneidade das decisões de matricular os filhos nas creches e ofertar mão de obra e da simultaneidade da fecundidade (idade do filho mais novo) e participação no mercado de trabalho. Tendo em vista tais limitações, o presente trabalho estima a correlação das creches e pré-escolas e o trabalho feminino. Além disso, também há a possibilidade de viés de variáveis omitidas que não puderam ser controladas diante das limitações da base de dados.

### 3.1 Propensity Score Matching

Para estimar o efeito médio das creches e pré-escolas sobre o trabalho das mulheres que possuem seus filhos matriculados, ou seja, o Efeito Médio do Tratamento Sobre os Tratados (EMPT), a hipótese principal de independência condicional das médias é dada por:

$$H_1 : Y_i(0) \perp T_i | X_i \quad (1)$$

que implica que o vetor de variáveis observáveis  $X$ , contém todas as informações sobre o resultado potencial na ausência do tratamento ( $Y(0)$ ), ou seja, contém todas as informações utilizadas como controles, explicitadas na Tabela 1. Essa hipótese faz com que os resultados observados no grupo de controle sejam um bom previsor dos resultados que seriam obtidos no grupo de tratamento na ausência do tratamento (ROSENBAUM; RUBIN, 1984).

Para que cada indivíduo que possua filhos que frequentam o ensino infantil tenha um par no grupo dos indivíduos que possuem filhos que não frequentam, é formulada a hipótese de sobreposição, chamada de escore de propensão:

$$H_2 : \Pr[T_i = 1 | X] < 1 \quad (2)$$

Com as hipóteses  $H_1$  e  $H_2$  é obtido o efeito médio de tratamento sobre os tratados para a subpopulação com características observáveis  $X = x$ :

$$D(x) = E[Y_i(1) | T_i = 1, X = x] - E[Y_i(0) | T_i = 1, X = x] \quad (3)$$

em que:

$E[Y_i(1) | T_i = 1, X = x]$  é a média populacional de  $Y$  para os tratados com uma combinação de características  $X$ ;

$E[Y_i(0) | T_i = 1, X = x]$  é a média de  $Y$  que os tratados teriam caso não tivessem recebido o tratamento.

A estimativa dos efeitos do *Propensity Score Matching* é dada pela equação:

$$\hat{\delta}_{att} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (Y_i - \frac{1}{m} \sum_{j \in C} \omega_{i,j} Y_j) \quad (4)$$

em que  $n$  é o número de tratados,  $i$  é o subscrito para os indivíduos tratados,  $j$  é o subscrito para os indivíduos no grupo de controle,  $m$  é o número de combinações,  $C$  é o suporte comum e  $\omega_{i,j}$  é o peso utilizado para a realização do pareamento entre os indivíduos  $i$  e  $j$ , enquanto  $Y$  é a variável de resultado.

No presente trabalho, o resultado apresentado é referente ao método de pareamento com o método do vizinho mais próximo com reposição<sup>4</sup>, que permite que o indivíduo do grupo de controle possa ser relacionado com mais de um indivíduo do grupo de tratados.

### 3.2 Logit

Após a realização do pareamento, são feitas estimativas com o modelo logit para a probabilidade de participar do mercado de trabalho e de estar empregada utilizando os pesos gerados pelo pareamento. O modelo de regressão logístico binário foi escolhido para analisar tais resultados e é definido como:

$$Prob(y_i = 1) = \frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}} = \frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}} = F(\beta'X_i) \quad (5)$$

em que  $y_i$  representa a variável *dummy* dependente,  $X_i$  é o vetor de variáveis explicativas e o  $\beta$  representa o vetor de parâmetros. Da mesma forma, pode-se definir:

$$Prob(y_i = 0) = \frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}} = 1 - F(\beta'X_i) \quad (6)$$

A esperança condicional de  $y_i$  é dada por:

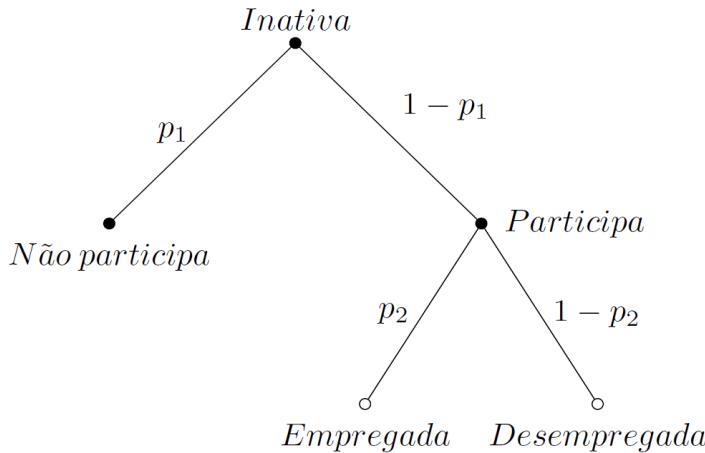
$$EX(y_i/X_i) = 0 \left( \frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}} \right) + 1 \left( \frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}} \right) = \frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}} \quad (7)$$

Conforme a equação (5), a função  $F(\beta'X_i)$  pode ser vista como a probabilidade condicional de  $y_i$  assumir o valor 1, dado um certo valor de  $\beta'X_i$ , respeitando o intervalo (0,1).

### 3.3 Logit Sequencial

Nos modelos anteriores, as análises focam separadamente em uma das etapas que a mulher se defronta no mercado de trabalho, sem contudo considerar diretamente as interligações entre etapas. Para cumprir esse propósito,

<sup>4</sup>Resultados similares foram obtidos utilizando o pareamento com kernel e *caliper* com valores de 0,001, 0,0005 e 0,0001. Tais resultados podem ser solicitados às autoras por meio do e-mail: victoria.garcia@estudante.ufjf.br

**Figura 1:** Árvore de Transições

Fonte: Elaboração própria.

foi utilizado o modelo logit sequencial, que permite avaliar os impactos das creches e pré-escolas sobre a probabilidade das mulheres passarem por transições em relação ao mercado de trabalho, sendo estas transições passar da inatividade para participar do mercado de trabalho e do desemprego para o emprego. Enquanto os modelos *nested* logit e o logit multinomial consideram que o indivíduo escolhe uma alternativa considerando todo o conjunto de escolha simultaneamente, o modelo logit sequencial é derivado sob a suposição de que o processo de escolha de um indivíduo consiste em algumas escolhas sequenciais e independentes (NAGAKURA; KOBAYASHI, 2009). As escolhas consideradas no trabalho são apresentadas na Figura 1.

Segundo Buis (2011), o modelo simples pressupõe que é preciso correr o risco de passar por uma transição para tomar uma decisão nessa transição sobre se deve continuar ou deixar o sistema. Esse modelo é mostrado na equação:

$$p_{ki} = \frac{\exp(a_k + \lambda_k SES_i)}{1 + \exp(a_k + \lambda_k SES_i)} \quad \text{se } pass_{k-1i} = 1 \quad (8)$$

A probabilidade que a pessoa  $i$  passe pela transição  $k$  é  $p_{ki}$ . A diferença relacionada ao processo do mercado de trabalho pertencente a transição  $k$  é  $\lambda_k$  e a constante para a transição  $k$  é  $a_k$ . Se o indivíduo  $i$  passou ou não pela transição anterior é indicado pela variável  $pass_{k-1i}$ . Presume-se que todos correm o risco de passar pela primeira transição, o que significa que  $pass_{0i} = 1$ . As diferenças relacionadas ao processo do mercado de trabalho entre os diferentes níveis de renda podem ser obtidas adicionando os termos de interação apropriados ao modelo.

Para fazer uma ligação as diferenças relacionadas ao processo do mercado de trabalho e as diferenças relacionadas à saída do sistema, é necessário atribuir um valor a cada nível do processo, o que torna possível usar o modelo logit sequencial para calcular o nível alcançado mais alto esperado relacionado ao mercado de trabalho ( $E(L)$ ), sendo aqui o emprego. Uma vez que um modelo logit sequencial tenha sido estimado, é um processo simples calcular as probabilidades previstas para passar em cada transição. O maior nível alcançado esperado é a soma do valor de cada nível vezes a probabilidade de

atingir esse nível, conforme estabelecido na equação (7). As probabilidades e níveis podem ser derivados da Figura 1.

$$E(L) = (1 - p_{1i})l_0 + p_{1i}(1 - p_{2i})l_1 + p_{1i}p_{n-1i}(1 - p_{ni})l_n + p_{1i}p_{2i}p_{ni}l_n \quad (9)$$

A equação (9) pode ser entendida como uma equação de regressão que mostra uma relação não linear entre as características de um indivíduo e o nível mais alto alcançado no processo.

#### 4 Resultados

**Tabela 2:** Estatísticas descritivas

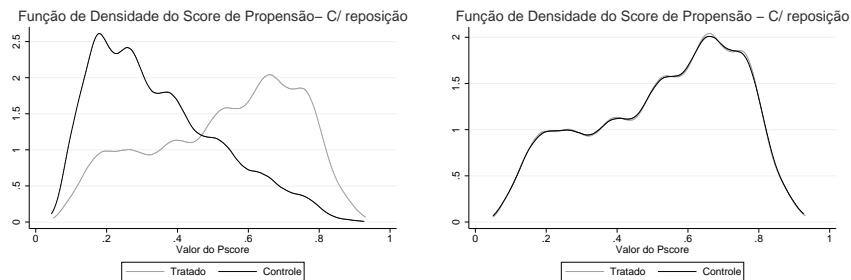
Variável	Média	Mínimo	Máximo
Dependentes			
Participação	0,6134	0	1
Emprego	0,5349	0	1
Explicativas			
Escola	0,4601	0	1
Região Metropolitana	0,2895	0	1
Área Rural	0,1484	0	1
Idade	30,21	20	60
Idade <sup>2</sup>	956,64	400	3600
Escolaridade média	0,4270	0	1
Escolaridade Alta	0,1110	0	1
Idade do dependente mais novo	2,45	0	5
Negro	0,5756	0	1
Cônjuge no domicílio	0,7745	0	1
Avó no domicílio	0,157	0	1
Chefe de família	0,2341	0	1
Nordeste	0,2942	0	1
Sudeste	0,3980	0	1
Sul	0,1376	0	1
Centro Oeste	0,0614	0	1
2011	0,1980	0	1
2012	0,2016	0	1
2013	0,1968	0	1
2014	0,2028	0	1
Décimos de renda per capita			
2	0,1593	0	1
3	0,1283	0	1
4	0,1184	0	1
5	0,1064	0	1
6	0,0698	0	1
7	0,0768	0	1
8	0,0600	0	1
9	0,0565	0	1
10	0,0550	0	1
Observações*	54034808		

Nota: \*Número de observações considerando o peso amostral.

Fonte: Elaboração própria.

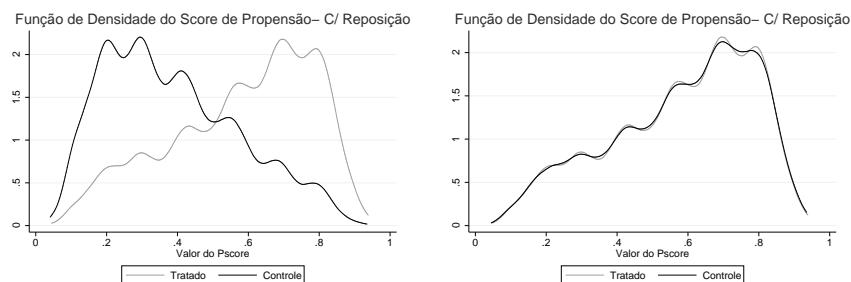
A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das mulheres que compõem a amostra, sendo consideradas mães inativas e economicamente ativas. Pode-se observar que, em média, 61,34% das mulheres da amostra participam do mercado de trabalho, portanto, 38,66% são inativas. Por sua vez, cerca de

**Figura 2:** Funções de densidade antes e depois do pareamento para a participação no mercado de trabalho



Fonte: Elaboração própria.

**Figura 3:** Funções de densidade antes e depois do pareamento para o emprego



Fonte: Elaboração própria.

53,49% das mulheres se encontram empregadas e 46,51% estão em situação de desemprego. Em relação às variáveis de controle, a idade média é de 30 anos, enquanto a idade média do dependente mais novo é de pouco mais do que 2 anos.

Para que os resultados obtidos sejam atribuídos somente ao efeito da frequência a creche e pré-escola, foi necessário verificar se os grupos de tratados e controles apresentam médias similares após o pareamento. Assim, as Tabelas 3 e 4 apresentam as diferenças das médias entre as mulheres que possuem filhos que frequentam creches ou pré-escolas para os seus dependentes e aquelas cujos filhos não frequentam após o pareamento, para a análise de participação e emprego, respectivamente. Além disso, as Figuras 2 e 3, mostram que as características observáveis entre os grupos eram distintas antes do pareamento e, após o pareamento, a distribuição da probabilidade de tratamento para ambos os grupos é quase idêntica, o que sugere uma boa adequação do modelo e maior robustez para estimação do ATT.

A seguir, são apresentados os resultados obtidos com o PSM, logit e das interações das creches e pré-escolas com os quintis de renda, obtidos por meio do modelo logit sequencial, a fim de analisar para qual etapa as creches e pré-escolas possuem maior efeito. Como exibido na Tabela 5, os resultados indicam um aumento da probabilidade de participar do mercado de trabalho por meio dos métodos de PSM, em cerca de 8,8%, e logit, cerca de 47,6%. Em relação ao emprego, os resultados do PSM apontam um aumento de 1,4% e

**Tabela 3:** Diferenças de média antes e após o pareamento para participação no mercado de trabalho

Variáveis	Antes			Após		
	Tratamento	Controle	p>t	Tratamento	Controle	p>t
Região Metropolitana	0,3637	0,3310	0,0000	0,3637	0,3480	0,0000
Área Rural	0,1119	0,1708	0,0000	0,1119	0,1192	0,0010
Idade	30,956	29,524	0,0000	30,956	30,716	0,0000
Idade <sup>2</sup>	1000,70	914,81	0,0000	1000,70	984,78	0,0000
Escolaridade Média	0,4248	0,4168	0,0140	0,4248	0,3956	0,0000
Escolaridade Alta	0,1462	0,0836	0,0000	0,1462	0,1297	0,0000
Idade do dep. mais novo	3,1371	1,8784	0,0000	3,1371	3,1810	0,0000
Negro	0,5902	0,6247	0,0000	0,5902	0,6132	0,0000
Cônjugue no domicílio	0,7853	0,7726	0,0000	0,7853	0,7799	0,0600
Avó no domicílio	0,1234	0,1688	0,0000	0,1234	0,1217	0,4650
Chefe de Família	0,2766	0,2267	0,0000	0,2766	0,2794	0,3700
Nordeste	0,3162	0,2879	0,0000	0,3162	0,3176	0,6830
Sudeste	0,3046	0,2453	0,0000	0,3046	0,2946	0,0020
Sul	0,1531	0,1416	0,0000	0,1531	0,1619	0,0010
Centro Oeste	0,0738	0,0966	0,0000	0,0738	0,0663	0,0000
2011	0,1993	0,2106	0,0000	0,1993	0,2104	0,0000
2012	0,2098	0,2084	0,6130	0,2098	0,2129	0,2700
2013	0,1806	0,1982	0,0000	0,1806	0,1767	0,1520
2014	0,1920	0,1974	0,0390	0,1920	0,1901	0,4960
Décimos de renda						
2	0,1499	0,1824	0,0000	0,1499	0,1684	0,0000
3	0,1183	0,1418	0,0000	0,1183	0,1164	0,3940
4	0,1108	0,1232	0,0000	0,1108	0,1069	0,0800
5	0,1054	0,1034	0,3360	0,1054	0,1008	0,0310
6	0,0692	0,0631	0,0000	0,0692	0,0603	0,0000
7	0,0791	0,0666	0,0000	0,0791	0,0737	0,0040
8	0,0674	0,0497	0,0000	0,0674	0,0657	0,3230
9	0,0661	0,0446	0,0000	0,0661	0,0604	0,0010
10	0,0795	0,0374	0,0000	0,0795	0,0686	0,0000

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 4:** Diferenças de média antes e após o pareamento para emprego

Variáveis	Antes			Após		
	Tratamento	Controle	p>t	Tratamento	Controle	p>t
Região Metropolitana	0,3817	0,3432	0,0000	0,3817	0,3761	0,1690
Área Rural	0,0961	0,1634	0,0000	0,0961	0,1026	0,0110
Idade	31,290	29,889	0,0000	31,290	31,142	0,0060
Idade <sup>2</sup>	1019,80	934,90	0,0000	1019,80	1009,30	0,0030
Escolaridade Média	0,4484	0,4527	0,2990	0,4484	0,4316	0,0000
Escolaridade Alta	0,1888	0,1235	0,0000	0,1888	0,1733	0,0000
Idade do dep. mais novo	3,2229	1,9745	0,0000	3,2229	3,2516	0,0260
Negro	0,5605	0,6104	0,0000	0,5605	0,5618	0,7520
Cônjugue no domicílio	0,7592	0,7240	0,0000	0,7592	0,7608	0,6400
Avó no domicílio	0,1291	0,1946	0,0000	0,1291	0,1220	0,0120
Chefe de Família	0,2971	0,2461	0,0000	0,2971	0,3031	0,1290
Nordeste	0,2811	0,2746	0,0800	0,2811	0,2658	0,0000
Sudeste	0,3201	0,2539	0,0000	0,3201	0,3181	0,6160
Sul	0,1797	0,1536	0,0000	0,1797	0,1970	0,0000
Centro Oeste	0,0780	0,1003	0,0000	0,0780	0,0720	0,0080
2011	0,1992	0,2120	0,0000	0,1992	0,2038	0,1820
2012	0,2098	0,2069	0,3810	0,2098	0,2142	0,2090
2013	0,1798	0,1960	0,0000	0,1798	0,1764	0,3020
2014	0,1906	0,2020	0,0010	0,1906	0,1823	0,0130
Décimos de renda						
2	0,1096	0,1317	0,0000	0,1096	0,1179	0,0020
3	0,1037	0,1242	0,0000	0,1037	0,1082	0,0820
4	0,1145	0,1299	0,0000	0,1145	0,1169	0,3880
5	0,1217	0,1247	0,2710	0,1217	0,1161	0,0410
6	0,0835	0,0791	0,0520	0,0835	0,0817	0,4310
7	0,0966	0,0862	0,0000	0,0966	0,0928	0,1280
8	0,0830	0,0695	0,0000	0,0830	0,0829	0,9630
9	0,0829	0,0620	0,0000	0,0829	0,0802	0,2510
10	0,1016	0,0551	0,0000	0,1016	0,0891	0,0000

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%.

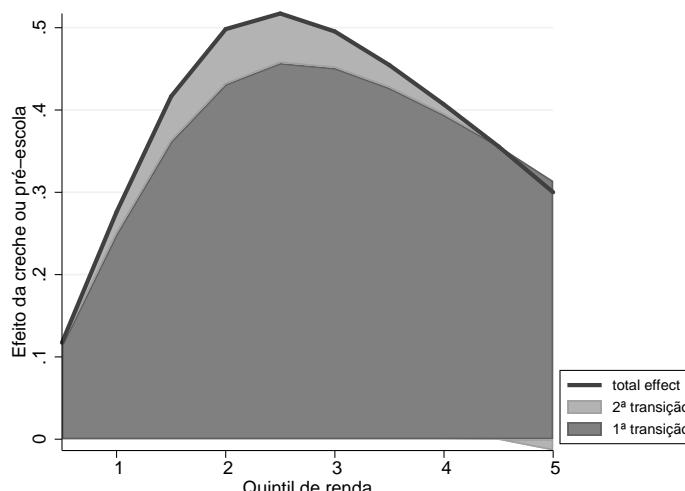
Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 5:** Impactos sobre participação e emprego, 2011-2015

	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0885*** (0,0054)	1,476 *** (0,0356)	1,169 *** (0,0440)
Observações	95 512	59 923	59 923
Emprego	0,0147** (0,0055)	1,119 ** (0,0497)	1,087 (0,0820)
Observações	59 614	40 070	59 923

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%. Os resultados para as variáveis de controle não foram apresentados devido à limitação de espaço.

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 4:** Logit sequencial por quintil de renda

Fonte: Elaboração própria.

do logit cerca de 11,9%. Os resultados do logit superestimam os efeitos das creches sobre o trabalho feminino já que não é realizada uma comparação entre indivíduos com características observáveis semelhantes, como realizado no PSM.

Já os resultados das interações entre a participação no mercado de trabalho e os quintis de renda são significativos para um aumento da probabilidade em cerca de 16,9%. Por sua vez, os resultados para o emprego não foram significativos. Assim como no logit, o logit sequencial superestima os efeitos por não realizar uma comparação entre indivíduos com características semelhantes. Na Figura 4, pode-se observar que, além de os maiores efeitos do ensino infantil serem para a participação no mercado, estes são maiores para o segundo quintil de renda.

No que tange os efeitos das creches e pré-escolas sobre a participação no mercado de trabalho, tanto a literatura nacional (BARROS *et al.*, 2011; BARBOSA; COSTA, 2017; DEUTSCH, 1998; COSTA, 2007; QUEIROZ; ARAGÓN, 2015) quanto a internacional (GUSTAFSSON; STAFFORD, 1992; BLAU; ROBINS, 1988; ANDERSON; LEVINE, 1999; BAKER; GRUBER; MILLIGAN, 2008; BAUERN SCHUSTER; SCHLÖTTER, 2015; ROSERO; OOSTERBEEK, 2011; CALDERON, 2014; FINSERAAS; HARDOY; SCHØNE,

2017) encontram resultados significativos para um aumento da probabilidade de participação no mercado de trabalho, que variam de 3% a 18%. Por sua vez, o presente trabalho reforça a literatura, encontrando um aumento de probabilidade de participação que varia de 8% a 47% e contribui ao encontrar que tal efeito é mais intenso para mulheres que se encontram no segundo quintil de renda.

Alguns trabalhos internacionais, como Blau e Tekin (2007), Simonsen (2006), Berlinski e Galiani (2007), Ángeles *et al.* (2011), Calderon (2014) e Attanasio e Vera-Hernandez (2004) encontram como resultado uma relação positiva entre creches e pré-escolas e a probabilidade de emprego materno, que variam de 4,3% a 14,1%. Na literatura nacional, Barros *et al.* (2011) encontra uma redução de 16% do desemprego de mães de baixa renda residentes da cidade Rio de Janeiro e Costa (2007) encontra um aumento na probabilidade de emprego. Assim, o trabalho reforça os resultados dos trabalhos mencionados, ao encontrar um aumento da probabilidade de emprego, que varia de 1% a 11%.

#### 4.1 Heterogeneidade e Robustez

A fim de analisar os efeitos em um contexto racial, a presente seção traz os resultados obtidos com a aplicação dos modelos em dois grupos, o de mulheres brancas, composto por brancas e amarelas, e o de mulheres negras, composto por mulheres negras, pardas e indígenas. Além disso, os modelos são aplicados para as diferentes regiões brasileiras e, por fim, a fim de realizar uma análise de robustez, os modelos são aplicados aos homens.

Os resultados da Tabela 6 indicam que para as mulheres brancas há um aumento da probabilidade de participar do mercado de trabalho para os métodos de pareamento, logit e logit sequencial, variando de 9,1% a 61,9%. Em relação ao emprego, os métodos de pareamento e logit sequencial indicam um aumento dessa probabilidade que varia de 6,1% a 29,3%, enquanto os resultados do logit não são significativos.

A Figura 5 indica que os efeitos das creches ou pré-escolas para mulheres brancas também são maiores para a participação no mercado de trabalho, seguida da probabilidade de possuir um emprego. Além disso, os efeitos são maiores para o segundo quintil de renda.

Os resultados estimados para as mulheres negras são apresentados na Tabela 7. Os resultados para os três modelos são significativos para participação no mercado de trabalho e emprego, e apontam que há um aumento entre 7,5% a 33,0% da probabilidade dessas mulheres ofertarem mão de obra e de 2,3% a 19,3% de estarem ocupadas. Além disso, os efeitos das creches ou pré-escolas para mulheres negras também são maiores para a participação no mercado de trabalho, seguida da probabilidade de possuir um emprego, sendo ambos os efeitos mais intensos para o segundo quintil de renda, como pode ser observado na Figura 6.

Assim, pode-se observar que para ambos os grupos os efeitos são maiores para a participação no mercado de trabalho, principalmente para o segundo quintil de renda. Apesar disso, os incentivos das creches e pré-escolas, tanto para a participação no mercado de trabalho quanto para a probabilidade de estar empregada, são maiores para as mulheres brancas.

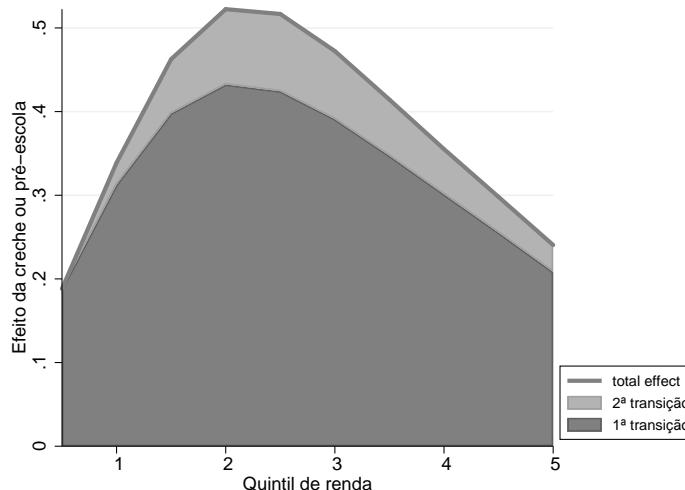
Dado o tamanho do país e as diferenças sociais, culturais e econômicas entre as regiões, as estimativas foram realizadas separadamente para cada uma das regiões a fim de analisar se há heterogeneidade nos efeitos das creches e

**Tabela 6:** Impactos sobre participação e emprego para mulheres brancas, 2011-2015

	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0911*** (0,0086)	1,619*** (0,0643)	1,207*** (0,0753)
Observações	37 236	24 248	24 248
Emprego	0,0615*** (0,0065)	1,026 (0,0791)	1,293* (0,176)
Observações	23 910	17 313	24 248

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%. Os resultados para as variáveis de controle não foram apresentados devido à limitação de espaço.

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 5:** Logit sequencial por quintil de renda para as mulheres brancas

Fonte: Elaboração própria.

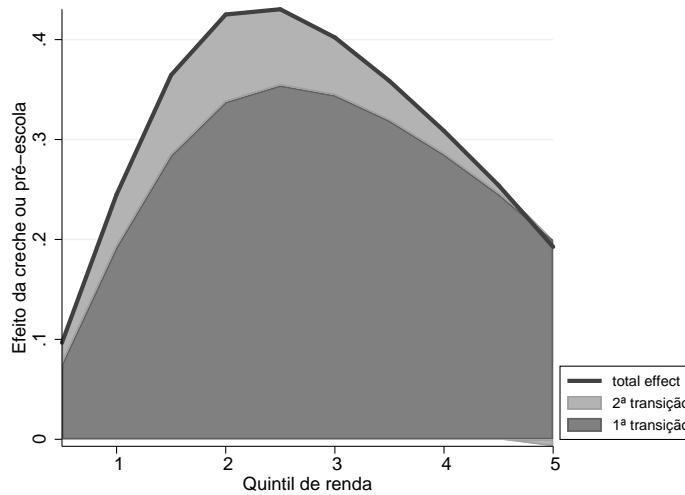
**Tabela 7:** Impactos sobre participação e emprego para mulheres negras, 2011-2015

	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0755*** (0,0068)	1,330*** (0,0403)	1,226*** (0,0618)
Observações	58 276	35 780	35 780
Emprego	0,0232** (0,0064)	1,171*** (0,0613)	1,193* (0,118)
Observações	33 905	22 847	35 780

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%. Os resultados para as variáveis de controle não foram apresentados devido à limitação de espaço.

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 6:** Logit sequencial por quintil de renda para as mulheres negras



Fonte: Elaboração própria.

pré-escolas sobre o trabalho feminino. Os resultados obtidos são exibidos na Tabela 8 e indicam que, tanto para o aumento da probabilidade de participar do mercado de trabalho quanto para o emprego, as mulheres residentes das regiões Sul e Sudeste são as mais beneficiadas pela frequência dos filhos no ensino infantil. Já as menos beneficiadas são as mulheres residentes das regiões Norte e Nordeste.

Tais resultados indicam que os efeitos das creches e pré-escolas são menores para as regiões mais pobres do país, como Norte e Nordeste, e maiores para as regiões mais ricas, como Sul e Sudeste. Na literatura, embora não tenham sido encontrados trabalhos para unidades subnacionais, os menores resultados são observados para o Brasil (COSTA, 2007), um dos países mais pobres dentre os analisados na literatura, e os maiores resultados são observados para o Canadá (BAKER; GRUBER; MILLIGAN, 2008), um dos mais ricos, alinhando-se com a desigualdade de resultados dentro do país.

A fim de comparar e analisar as diferenças entre as responsabilidades femininas e masculinas em relação ao cuidado infantil, são realizadas análises considerando somente homens com filhos com idade entre zero e cinco. Pode-se observar que os resultados apresentados na Tabela 9 não são significativos para participação no mercado de trabalho e emprego, para nenhum dos métodos utilizados.

Em suma, os resultados obtidos indicam que a redução do tempo necessário para responsabilidades como o cuidado dos filhos, leva a um aumento na oferta de mão de obra feminina e emprego, o que não ocorre para os homens. Tais resultados apontam para a existência de barreiras culturais, indicando que as responsabilidades sobre o cuidado dos filhos recaem de forma desigual sobre homens e mulheres. Assim, é evidenciada a necessidade de ampliar a discussão relacionada aos malefícios sociais causados pelas desigualdades e hierarquias de gênero.

**Tabela 8:** Impactos sobre participação e emprego para mulheres negras, 2011-2015

Norte			
	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0670*** (0,0128)	1,305*** (0,0721)	1,082 (0,0902)
Observações	16 956	8656	8656
Emprego	0,0071 (0,0122)	1,043 (0,104)	0,900 (0,140)
Observações	9293	5217	8656
Nordeste			
	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0732*** (0,0101)	1,222*** (0,0532)	1,129* (0,0803)
Observações	28 640	18 411	18 411
Emprego	0,0248*** (0,0129)	1,139 (0,0929)	1,377** (0,202)
Observações	16 055	11 003	18 411
Sul			
	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,1180*** (0,0135)	2,050*** (0,135)	2,434*** (0,651)
Observações	13 988	9 214	11 05
Emprego	0,0236** (0,0093)	1,548*** (0,193)	2,157* (1,006)
Observações	9 603	7 211	11 05
Sudeste			
	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0887*** (0,0103)	1,560*** (0,0716)	1,176** (0,0881)
Observações	25 822	17 666	17 666
Emprego	0,0171 (0,0090)	1,058 (0,0902)	1,341** (0,180)
Observações	16 513	12 431	17 666
Centro Oeste			
	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0826** (0,0190)	1,514*** (0,128)	1,240 (0,173)
Observações	8 305	4 608	4 608
Emprego	0,0254** (0,0155)	1,510** (0,246)	1,109 (0,310)
Observações	5 181	3 634	4 608

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%. Os resultados para as variáveis de controle não foram apresentados devido à limitação de espaço.

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 9:** Impactos sobre participação e emprego para os homens, 2011-2015

	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0019 (0,0030)	0,976 (0,0495)	1,003 (0,0790)
Observações	75 280	47 972	47 972
Emprego	-0,0022 (0,0027)	1,068 (0,0675)	0,807* (0,0907)
Observações	70 023	44 635	47 972

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%. Os resultados para as variáveis de controle não foram apresentados devido à limitação de espaço.

Fonte: Elaboração própria.

## 5 Considerações Finais

Neste estudo, buscou-se aprofundar a pesquisa relacionada aos efeitos da frequência dos filhos a creches e pré-escolas, investigando sua atuação sobre aspectos do trabalho de mulheres que possuem dependentes com idade entre zero e cinco anos. O estudo avança em relação aos trabalhos já realizados ao empregar o PSM combinado com os modelos logit e logit sequencial. O PSM permite saber o que teria acontecido com indivíduos que receberam o tratamento, caso não tivessem recebido. Mais especificamente, permite comparar os aspectos do trabalho das mulheres que têm os filhos matriculados no ensino infantil com o que aconteceria com as mesmas mulheres caso os filhos não frequentassem creches ou pré-escolas. Já o modelo logit sequencial permite analisar os efeitos sobre o conjunto de decisão em relação ao mercado de trabalho e à diferença desses efeitos ao longo dos quintis de renda.

As análises realizadas por meio do pareamento de escore de propensão com os dados da PNAD de 2011 a 2015 mostram que o acesso a creches e pré-escolas para os dependentes é importante para a melhoria da situação feminina relacionada ao mercado de trabalho. Os resultados revelam que o maior efeito se concentra sobre a decisão de participação no mercado de trabalho, sendo que as mulheres que possuem acesso ao ensino infantil para os seus filhos têm um aumento de probabilidade de 8% a 47% de participarem do mercado de trabalho e de 1 a 11% para o emprego, sendo esses efeitos maiores para o segundo quintil de renda e para as mulheres brancas. Além disso, há uma diferença significativa para essa probabilidade nas diferentes regiões do país, em que os efeitos para a região Sul são duas vezes maiores do que os efeitos para as regiões Norte e Nordeste.

Em suma, os resultados obtidos indicam que a redução do tempo necessário para responsabilidades como o cuidado dos filhos, leva a um aumento na oferta de mão de obra feminina, o que não ocorre para os homens, apontando para a existência de barreiras culturais que atribuem o cuidado dos filhos às mulheres, sendo que para as mulheres essa barreira se concretiza, principalmente, limitando sua entrada no mercado de trabalho. Assim, é evidenciada a necessidade de ampliar a discussão relacionada aos malefícios sociais causados pelas desigualdades e hierarquias de gênero.

Além disso, os resultados indicam que os benefícios de políticas públicas de construção, ampliação e incentivo ao acesso a creches vão além da contribuição para o cuidado infantil, crescimento físico, saúde e nutrição das cri-

anças, já reforçado na literatura. A implementação dessas políticas também beneficia diferentes aspectos relacionados ao mercado de trabalho para as mulheres responsáveis por crianças pequenas e seus efeitos potenciais tendem a ser diferentes entre as regiões brasileiras. Por fim, em relação às regiões brasileiras, os resultados apontam que os efeitos das creches e pré-escolas são menores para as regiões mais pobres do país, como Norte e Nordeste, e maiores para as regiões mais ricas, como Sul e Sudeste.

Algumas questões abordadas no trabalho ainda devem ser exploradas no futuro, como encontrar fatores que expliquem os resultados serem mais significativos para regiões ricas do que para as regiões mais pobres do país. Por fim, como a decisão de matricular os filhos em creches e pré-escolas é uma decisão conjunta entre os familiares, os modelos de decisão coletiva podem ser explorados para melhor analisar os efeitos dessa decisão sobre os cônjuges.

## Referências

- AGUIAR, Mark; HURST, Erik. Measuring trends in leisure: The allocation of time over five decades. *Quarterly Journal of Economics*, v. 122, n. 3, p. 969–1006, 2007.
- ANDERSON, Patricia M.; LEVINE, Philip B. *Child care and mothers' employment decisions*. Cambridge, MA: NBER, 1999. (NBER Working Paper 7058). Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w7058>.
- ÁNGELES, Gustavo *et al.* Evaluación de impacto del programa estancias infantiles para apoyar a madres trabajadoras. *Informe Final de la Evaluación de Impacto*. Instituto Nacional de Salud Pública, México, 2011.
- ATTANASIO, Orazio; VERA-HERNANDEZ, Marcos. *Medium-and long run effects of nutrition and child care: evaluation of a community nursery programme in rural Colombia*. London: Institute for Fiscal Studies, 2004. (Working Paper EWP04/06).
- BAKER, Michael; GRUBER, Jonathan; MILLIGAN, Kevin. Universal child care, maternal labor supply, and family well-being. *Journal of Political Economy*, v. 116, n. 4, p. 709–745, 2008.
- BAKER-HENNINGHAM, Helen; LÓPEZ BÓO, Florencia. Early childhood stimulation interventions in developing countries: a comprehensive literature review. *IZA Institute of Labor Economics*, 2010.
- BARBOSA, Ana Luiza Neves de Holanda; COSTA, Joana Simões de Melo. Oferta de creche e participação das mulheres no mercado de trabalho no Brasil. *Mercado de trabalho: conjuntura e análise*, n. 62, p. 23–35, abr. 2017.
- BARROS, Ricardo P. *et al.* *The impact of access to free childcare on women's labor market outcomes: evidence from a randomized trial in low-income neighborhoods of Rio de Janeiro*. Washington, DC: World Bank, 2011.

- BAUERNSCHUSTER, Stefan; SCHLÖTTER, Martin. Public child care and mothers' labor supply-Evidence from two quasi-experiments. *Journal of Public Economics*, v. 123, p. 1–16, 2015.
- BECCHIO, Giandomenica. Behavioral economics, gender economics, and feminist economics: friends or foes? *Journal of Economic Methodology*, v. 26, n. 3, p. 259–271, 2019.
- BECKER, Gary S. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2009.
- BERLINSKI, Samuel; GALIANI, Sebastian. The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment. *Labour Economics*, v. 14, n. 3, p. 665–680, 2007.
- BERNDT, Ernst R. *The Practice of Econometrics; Classic and Contemporary*. Reading, MA: Addison-Wesley, 1996.
- BIANCHI, Suzanne M. *et al.* Is anyone doing the housework? Trends in the gender division of household labor. *Social Forces*, v. 79, n. 1, p. 191–228, 2000.
- BIAZETTI, Marilia Barbosa Lima. *Efeito da presença de filhos na oferta de trabalho e nos salários das mulheres brasileiras*. [S. l.: s. n.], 2017.
- BIRCH, Elisa-Rose. Studies of the labour supply of Australian women: What have we learned? *Economic Record*, v. 81, n. 252, p. 65–84, 2005.
- BLAU, David; TEKIN, Erdal. The determinants and consequences of child care subsidies for single mothers in the USA. *Journal of Population Economics*, v. 20, n. 4, p. 719–741, 2007.
- BLAU, David M.; ROBINS, Philip K. Child-care costs and family labor supply. *Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 3, p. 374–381, 1988.
- BLOOD JR., Robert O.; WOLFE, Donald M. *Husbands and wives: the dynamics of family living*. Oxford: Free Press Glencoe, 1960.
- BRINES, Julie. Economic dependency, gender, and the division of labor at home. *American Journal of Sociology*, v. 100, n. 3, p. 652–688, 1994.
- BROWNING, Martin; CHIAPPORI, Pierre-André; WEISS, Yoram. *Economics of the Family*. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.
- BUIS, Maarten L. The consequences of unobserved heterogeneity in a sequential logit model. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 29, n. 3, p. 247–262, 2011.
- CALDERON, Gabriela. *The effects of child care provision in Mexico*. [S. l.: s. n.], 2014.

- CAMPOS, Ana Luisa Malatesta de; SILVA, Maria Micheliana da Costa. *Access to early childhood education and time allocation of mothers*. [S. l.: s. n.], 2020.
- COLTRANE, Scott. Research on household labor: Modeling and measuring the social embeddedness of routine family work. *Journal of Marriage and Family*, v. 62, n. 4, p. 1208–1233, 2000.
- CONTI, Gabriella; HECKMAN, James J. The economics of child well-being. In: BEN-ARIEH, A. et al. *Handbook of Child Well-Being*. Dordrecht: Springer, 2014.
- COSTA, Joana Simões de Melo. *Determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro*. [S. l.: s. n.], 2007.
- DEDECCA, Cláudio Salvadori. Tempo, trabalho e gênero. In: COSTA, Ana Alice et al. *Reconfiguração das relações de gênero no trabalho*. São Paulo: CUT Brasil, 2004. p. 21–52.
- DEGRAFF, Deborah S.; ANKER, Richard. Gênero, mercados de trabalho e o trabalho das mulheres. *Séries Demográficas*, v. 2, p. 163–197, 2015.
- DEUTSCH, Ruthanne. *Does Child Care Pay? Labor Force Participation and Earnings: Effects on Access to Child Care in the Favelas of Rio de Janeiro*. Washington, DC: IDB, 1998.
- FINSERAAS, Henning; HARDOY, Inés; SCHØNE, PÅL. School enrolment and mothers' labor supply: evidence from a regression discontinuity approach. *Review of Economics of the Household*, v. 15, n. 2, p. 621–638, 2017.
- FUWA, Makiko. Macro-level gender inequality and the division of household labor in 22 countries. *American Sociological Review*, v. 69, n. 6, p. 751–767, 2004.
- GOLDIN, Claudia. Life-cycle labor-force participation of married women: Historical evidence and implications. *Journal of Labor Economics*, v. 7, n. 1, p. 20–47, 1989.
- GREENSTEIN, Theodore N. Economic dependence, gender, and the division of labor in the home: A replication and extension. *Journal of Marriage and Family*, v. 62, n. 2, p. 322–335, 2000.
- GREENWOOD, Jeremy; SESHADRI, Ananth; YORUKOGLU, Mehmet. Engines of liberation. *Review of Economic Studies*, v. 72, n. 1, p. 109–133, 2005.
- GUIGINSKI, Janaína; WAJNMAN, Simone. A penalidade pela maternidade: participação e qualidade da inserção no mercado de trabalho das mulheres com filhos. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 36, 2019.
- GUIGINSKI, Janaína Teodoro. *Mercado de trabalho e relações de gênero: associação entre a presença de filhos e as condições de acesso ao trabalho das mulheres*. 2015. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento

- vimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2015.
- GUSTAFSSON, Siv; STAFFORD, Frank. Child care subsidies and labor supply in Sweden. *Journal of Human Resources*, p. 204–230, 1992.
- HALLMAN, Kelly et al. Mothers' work and child care: findings from the urban slums of Guatemala City. *Economic Development and Cultural Change*, v. 53, n. 4, p. 855–885, 2005.
- HECKMAN, James J. Effects of child-care programs on women's work effort. *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 2, s136–s163, 1974.
- IBGE. *Em média, mulheres dedicam 10,4 horas por semana a mais que os homens aos afazeres domésticos ou ao cuidado de pessoas*. 2020. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-a-agencia-de-noticias/releases/27877-em-media-mulheres-dedicam-10-4-horas-por-semana-a-mais-que-os-homens-aos-afazeres-domesticos-ou-ao-cuidado-de-pessoas>. Acesso em: 1 out. 2023.
- IBGE. *Pesquisa nacional por amostra de domicílios*. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.
- KABEER, Naila. Women's Empowerment and Economic Development: A Feminist Critique of Storytelling Practices in “Randomista” Economics. *Feminist Economics*, v. 26, n. 2, p. 1–26, 2020.
- KILLINGSWORTH, Mark R.; HECKMAN, James J. Female labor supply: A survey. *Handbook of Labor Economics*, v. 1, p. 103–204, 1986.
- KITTERØD, Ragni Hege; LAPPEGÅRD, Trude. A typology of work-family arrangements among dual-earner couples in Norway. *Family Relations*, v. 61, n. 4, p. 671–685, 2012.
- LEME, Maria Carolina; WAJNMAN, Simone. Efeitos de período, coorte e ciclo de vida na participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. In: WAJNMAN, Simone; MACHADO, Ana Flávia. *Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG, 1999.
- LENNON, Mary Clare; ROSENFIELD, Sarah. Relative fairness and the division of housework: The importance of options. *American Journal of Sociology*, v. 100, n. 2, p. 506–531, 1994.
- MADALOZZO, Regina; MARTINS, Sergio Ricardo; SHIRATORI, Ludmila. Participação no mercado de trabalho e no trabalho doméstico: homens e mulheres têm condições iguais? *Revista Estudos Feministas*, v. 18, n. 2, p. 547–566, 2010.
- MELO, Hildete Pereira de; CONSIDERA, Claudio Monteiro; DI SABBATO, Alberto. Os afazeres domésticos contam. *Economia e Sociedade*, v. 16, n. 3, p. 435–454, 2007.

- MONTALI, Lilia; LIMA, Marcelo Tavares. A divisão sexual do trabalho e a desigualdade no mercado de trabalho segundo gênero: implicações para a superação da pobreza. In: CONGRESSO LATINO-AMERICANO DE ESTUDOS DO TRABALHO. v. 7, p. 02–05.
- NAGAKURA, Daisuke; KOBAYASHI, Masahito. Testing the sequential logit model against the nested logit model. *Japanese Economic Review*, v. 60, n. 3, p. 345–361, 2009.
- NORES, Milagros; BARNETT, W. Steven. Benefits of early childhood interventions across the world: (Under) Investing in the very young. *Economics of Education Review*, v. 29, n. 2, p. 271–282, 2010.
- OLIVEIRA, Pedro Rodrigues de; SCORZAFAVE, Luiz Guilherme; PAZELLO, Elaine Toldo. Desemprego e inatividade nas metrópoles brasileiras: as diferenças entre homens e mulheres. *Nova Economia*, v. 19, n. 2, p. 291–324, 2009.
- PAZELLO, Elaine Toldo; FERNANDES, Reynaldo. A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 31.
- PERISTA, Heloísa. Género e trabalho não pago: os tempos das mulheres e os tempos dos homens. *Andáise Social*, p. 447–474, 2002.
- PSACHAROPOULOS, George; TZANNATOS, Zafiris. *Case studies on women's employment and pay in Latin America*. Washington, DC: World Bank, 1992.
- QUEIROZ, Vívian dos Santos; ARAGÓN, Jorge Alberto Orellana. Alocação de tempo em trabalho pelas mulheres brasileiras. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 45, n. 4, p. 787–819, 2015.
- RAMOS, Lauro; AGUAS, Marina Ferreira Fortes; FURTADO, Luana Moreira de Souza. Participação feminina na força de trabalho metropolitano: o papel do status socioeconômico das famílias. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 4, p. 595–611, 2011.
- ROSENBAUM, Paul R.; RUBIN, Donald B. Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. *Journal of the American Statistical Association*, v. 79, n. 387, p. 516–524, 1984.
- ROSERO, José; OOSTERBEEK, Hessel. *Trade-offs between different early childhood interventions: Evidence from Ecuador*. Amsterdam: Tinbergen Institute, 2011. (Discussion Paper 11-102/3).
- SEVILLA-SANZ, Almudena; GIMÉNEZ-NADAL, Jose Ignacio; FERNÁNDEZ, Cristina. Gender roles and the division of unpaid work in Spanish households. *Feminist Economics*, v. 16, n. 4, p. 137–184, 2010.
- SIMONSEN, Marianne. *Availability and price of high quality day care and female employment*. Aarhus: Aarhus University, 2006. (Economics Paper n. 8).

SOARES, Cristiane. A distribuição do tempo dedicado aos afazeres domésticos entre homens e mulheres no âmbito da família. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16. Anais*. Caxambu: ABEP, 2019.

WAJNMAN, Simone. Gender roles in family and earnings differences in Brazil. *In: IUSSP INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE, 27., 2013, Busan. Annals*. Busan: IUSSP, 2013.

YAHMED, Sarra Ben. Formal but less equal. Gender wage gaps in formal and informal jobs in urban Brazil. *World Development*, v. 101, p. 73–87, 2018.

# DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE EDUCACIONAL E O GAP DE DESEMPENHO ENTRE ESCOLAS PRIVADAS E PÚBLICAS

DIOGO BRITO SOBREIRA \*  
JAIR ANDRADE DE ARAUJO †

## Resumo

Por meio de uma medida paramétrica de desigualdade de oportunidade, este artigo analisa a relação entre a desigualdade de oportunidade nas pontuações do PISA e o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas nos estados brasileiros de 2006 a 2015. Também mensurada por tipo de escola, os resultados sugerem que a desigualdade de oportunidade no ambiente privado é maior do que em escolas públicas. Adicionalmente, constata-se uma relação positiva e significativa entre a desigualdade de oportunidade e o *gap* entre escolas privadas e públicas, indicando que a desigualdade injusta pode ser um dos fatores associados à desigualdade entre os dois tipos de escola.

**Palavras-chave:** desigualdade de oportunidades; desempenho educacional; escolas privadas e públicas.

## Abstract

Using a parametric measure of inequality of opportunity, this paper analyzes the relationship between inequality of opportunity in PISA scores and the performance gap between private and public schools in Brazilian states from 2006 to 2015. Also measured by type of school, the results suggest that the inequality of opportunity in the private environment is greater than in public schools. Additionally, there is a positive and significant relationship between inequality of opportunity and the gap between private and public schools, indicating that unfair inequality can be one of the factors associated with the inequality between the two types of school.

**Keywords:** inequality of opportunities; educational performance; private and public schools.

**JEL classification:** I21, I24

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea183129>

---

\* Universidade Regional do Cariri. E-mail: diogobsobreira@gmail.com

† Universidade Federal do Ceará. E-mail: jaraujoce@gmail.com

## 1 Introdução

A corrente de pensamento sobre justiça igualitária tem chamado atenção para o papel da desigualdade de oportunidade, sugerindo que nem toda desigualdade pode ser considerada injusta. Pessoas com as mesmas características, mas que exercem distintos níveis de esforço em uma atividade deveriam ser recompensadas de modo distinto, “premiando” melhor aquele de maior esforço. A diferença deve ser considerada eticamente aceitável, uma vez que o esforço exercido por eles é de responsabilidade individual. Por outro lado, se duas pessoas exercem o mesmo nível de esforço, qualquer desigualdade no “prêmio” explicada por fatores fora de suas responsabilidades – conhecidos como circunstâncias<sup>1</sup> – será considerada eticamente injusta, necessitando ser compensada pela sociedade. Tal disparidade, conhecida como desigualdade de oportunidade, é dominante entre os teóricos da justiça social, por exemplo, Cohen (1989), Dworkin (1981), Roemer (1998) e Fleurbaey (2008). Estudos recentes investigaram a desigualdade de oportunidade educacional brasileira, por exemplo, Barros *et al.* (2009) e Carvalho e Waltenberg (2015), sobre acesso à educação; Asadullah e Yalonetzky (2012), sobre os anos de escolaridade; Diaz (2010), Diaz *et al.* (2012), Ferreira e Gignoux (2014), Gamboa e Waltenberg (2012) e Gamboa e Londoño (2015), sobre o desempenho dos estudantes em pontuações de testes; e, Ersado e Gignoux (2017) e Gamboa e Waltenberg (2015), combinando a desigualdade de oportunidades no acesso e desempenho. Esses estudos mostram que o Brasil é um dos países mais desigual nessa perspectiva.

Diante disso, o presente estudo objetiva analisar a desigualdade de oportunidade educacional no Brasil usando dados do PISA. A medida de desigualdade de oportunidade sobre o desempenho dos estudantes na avaliação PISA foi mensurada e analisada para Brasil e estados, seguindo a abordagem paramétrica de Ferreira e Gignoux (2014). Além disso, essa medida também foi calculada por tipo de escola (privada ou pública). A escolha por escola privada ou pública é uma questão de oportunidades, uma vez que o acesso a escolas privadas depende, em grande medida, das condições econômicas da família, sendo considerada como uma circunstância a qual os estudantes não possuem controle.<sup>2</sup> Mensurar, porém, a desigualdade de oportunidade, considerando o tipo de escola, como uma circunstância pode não ser adequado para dados do PISA, uma vez que os estudantes avaliados por esse programa são jovens de 15 anos de idade.<sup>3</sup> Por exemplo, os pais, face ao esforço e o desempenho escolar do filho, poderiam sentir-se motivados a investir na educação do filho, matriculando-o em escolas privadas, ou o contrário. Essa endogeneidade é ainda mais evidente entre estudantes mais velhos, que tendem a influenciar

<sup>1</sup>Toda característica socialmente ou geneticamente herdada pelo indivíduo é considerada uma circunstância, pois o indivíduo não exerce nenhum controle sobre a escolha dessa característica. O sexo, raça, local de nascimento e a escolaridade dos pais são exemplos clássicos de variáveis que estão fora da responsabilidade dos indivíduos. Por outro lado, as horas de estudo ou de trabalho, a ocupação ou o curso que frequenta não são circunstâncias, uma vez que essas variáveis representam escolhas individuais e, portanto, caracterizam o esforço individual.

<sup>2</sup>O tipo de escola foi considerado como uma variável circunstância na mensuração da desigualdade de oportunidade de países latino-americanos em Gamboa e Waltenberg (2012), mesmo que os autores reconheçam que considerar o tipo de escola como uma variável circunstância socialmente herdada do ponto de vista do aluno não seja consensual.

<sup>3</sup>Conforme destacam Idzalika e Bue (2015), é razoável assumir que crianças mais jovens tendem a ser muito mais dependentes das escolhas da família, enquanto, à medida que envelhecem, seus desempenhos e escolhas tendem a ser menos dependentes das escolhas parentais.

essa tomada de decisão dos pais. Assim, medidas de desigualdade de oportunidade, que consideram o tipo de escola como variável circunstância, podem estar capturando uma parcela do efeito do esforço do estudante.

A mensuração da medida de desigualdade de oportunidade, segundo o tipo de escola, pode trazer implicações significativas, uma vez que pode refletir o nível de desigualdade de oportunidade após o acesso à educação em diferentes sistemas. Além de permitir avaliar em qual sistema a variação das circunstâncias é mais decisiva para explicar a desigualdade total de desempenho dos estudantes, as medidas por tipo de escola podem sinalizar a fonte da desigualdade de oportunidade. Conforme destacam [Barros et al. \(2009\)](#), a fonte da desigualdade de oportunidade pode estar associada às diferenças no tratamento social ou nas condições relacionadas aos recursos familiares. Esse contexto tem sido pouco explorado pela literatura, como em [Diaz et al. \(2012\)](#), por exemplo. À vista disso, este estudo contribui com a literatura, ao fornecer estimativas da desigualdade de oportunidade segundo o tipo de escola, considerando a abordagem paramétrica que expressa propriedades mais adequadas quando a variável de interesse é padronizada de modo arbitrário, como acontece em pontuações de testes (PISA, Prova Brasil).

A maioria dos estudos anteriores se limitou, até então, a mensurar a desigualdade de oportunidade educacional em diferentes países, mas poucos propuseram relacioná-la a indicadores econômicos e/ou educacionais com os quais pode estar negativamente associada.<sup>4</sup> Nessa linha, [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#) e [Idzalika e Bue \(2015\)](#) são exemplos de estudos recentes que tentam relacionar a desigualdade de oportunidade educacional consoante diferentes aspectos, como desempenho médio, Produto Interno Bruto *per capita*, gastos educacionais e taxa de matrículas. Apesar desses esforços, a relação entre desigualdade de oportunidade educacional e *gap* de desempenho educacional entre escolas privadas e públicas ainda é uma questão que permanece aberta. Essa é uma questão relativamente importante, visto que parte das diferenças nos desempenhos de estudantes desses dois tipos de escola pode ser explicada por disparidades consideradas injustas. Do ponto de vista social e econômico, tanto a desigualdade de oportunidade quanto o *gap* de desempenho podem contribuir para a persistência das desigualdades socioeconômicas ao longo do tempo. Assim, estimar e entender essa relação pode ajudar a direcionar a atenção de políticas educacionais que visam à redução das desigualdades sociais. Esse é um ponto ainda mais importante em países em desenvolvimento como o Brasil, onde a diferença entre os dois tipos de escola é consideravelmente elevada em termos de pontuações PISA, mesmo após um período de aumento real do gasto público em educação. Assim, o presente estudo faz uso da medida de desigualdade de oportunidade calculada na primeira etapa e se propõe a estimar sua relação com o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas, utilizando uma estratégia de efeitos fixos em um painel de estados brasileiros no período 2006-2015.

Os resultados encontrados sugerem que a desigualdade de oportunidade oscilou no período e tende a ser maior em escolas da rede privada de ensino. Além disso, uma relação positiva entre a desigualdade de oportunidade educacional e o *gap* entre escolas privadas e públicas foi encontrada, indicando

---

<sup>4</sup>No campo da desigualdade de oportunidade de renda, evidências empíricas encontram relações negativas com crescimento econômico em países desenvolvidos. Ver, por exemplo, [Marrero e Rodríguez \(2013\)](#).

que a desigualdade injusta tende a ampliar ainda mais os diferenciais entre os dois tipos de escola.

Além desta introdução, este estudo está estruturado em outras quatro seções. A próxima seção apresenta uma breve discussão teórica sobre a desigualdade de oportunidade e suas definições, além de apresentar algumas evidências internacionais anteriores. A terceira seção descreve a estratégia empírica adotada para mensuração da desigualdade de oportunidade e estimação da relação com o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas, além da fonte, tratamento das variáveis e estatísticas dos dados utilizados na pesquisa. Os resultados são apresentados e discutidos na quarta seção e, por fim, na quinta e última seção, as considerações finais são expostas.

## 2 Aspectos teóricos e revisão de literatura

A Teoria da (Des)Igualdade de Oportunidade, de [Roemer \(1998\)](#), tenta explicar as razões pelas quais as pessoas auferem desempenhos econômicos distintos. Uma parcela das diferenças em variáveis de resultados, como salários, estado de saúde e desempenho educacional, podem ser parcialmente originadas das circunstâncias socialmente herdadas, que estão fora da responsabilidade das pessoas, como o sexo, a raça, a origem familiar. Por outro lado, a outra parcela é atribuída ao esforço realizado de cada um, ou seja, aspectos que estão sob o controle e podem ser influenciados por decisões individuais, como a opção de migrar, o nível educacional, o tipo de ocupação, entre outras. Se em uma sociedade a desigualdade for atribuída às variáveis de circunstâncias, é porque existe desigualdade de oportunidade ([BARROS et al., 2009](#)).

Com efeito, [Roemer \(1998\)](#) desenvolve um modelo para políticas de igualdade de oportunidade. Adaptando-se ao caso deste estudo, o modelo teórico apresentado pelo autor considera uma determinada população  $N$  de estudantes avaliados no PISA, em que seus membros podem ser particionados em um conjunto finito de tipos<sup>5</sup> ( $t = 1, 2, \dots, T$ ), isto é, que compartilham das mesmas circunstâncias, em que a fração da população no tipo  $t$  é chamada de  $f^t$ . Como circunstâncias, este estudo considera, além do sexo do estudante, a escolaridade, a ocupação, a localidade e o *status* de imigração dos pais. Supõe, também, que existe um *objetivo*, medido pelas pontuações em testes, pelo qual o planejador intenta equalizar as oportunidades. Assim, o resultado que uma pessoa alcançaria seria dado por uma função de suas circunstâncias, seu *esforço* ( $e$ ) e a política social ( $\varphi$ ), tal como:

$$u^t(e, \varphi) \quad (1)$$

em que  $u^t(e, \varphi)$  representa o resultado médio do *objetivo* de interesse entre todos aqueles do tipo  $t$  que exerceram o esforço  $e \in \mathbb{R}^+$ , quando a política adotada pelo planejador for a  $\varphi$ , dentre o conjunto de políticas sociais  $\Phi$ . Assume-se que  $u^t$  seja monotonamente crescente em  $e$ . Sobre o esforço, [Roemer \(1998\)](#) ressalta que o nível de esforço exercido consiste em uma escolha individual, embora seja possível identificar importantes influências das circunstâncias sobre o nível de esforço. Por fim, a distribuição do esforço no tipo  $t$  é dada por  $G_\varphi^t(\cdot)$ .

<sup>5</sup>Por exemplo, se um vetor de circunstâncias fosse composto por características do sexo e status de migração, então um dos possíveis tipos existentes na população seria composto por mulheres nativas.

Roemer (1998) declara que, para se obter a igualdade de oportunidade, o planejador buscara encontrar uma política que anulasse ao máximo o efeito das circunstâncias sobre a variável de resultado, mas que permitisse que o resultado fosse sensível ao esforço.<sup>6</sup> Como medida do esforço, Roemer (1998) sugere utilizar o *rank* do indivíduo sobre a distribuição do esforço do seu tipo  $t$ , isto é:

$$G_\varphi^t(e) = \pi \quad (2)$$

em vez de utilizar uma medida de esforço bruta que pode receber influência significativa das circunstâncias, por exemplo, horas de estudo. Por meio do *ranking*  $\pi$  dentro do tipo  $t$ , é possível julgar a responsabilidade dos indivíduos sobre seu comportamento, visto que eles detêm as mesmas circunstâncias. Assim, ao fazer uma comparação dos graus de esforço entre tipos, a medida de *rank* eliminaria a influência das circunstâncias sobre o esforço bruto. Esse processo é conhecido como *Roemer Identification Assumption (RIA)*.

Dada a suposição de monotonicidade estritamente crescente em  $e$  na função (1), o *rank* de indivíduo sobre a distribuição da variável objetivo dentro do seu tipo é exatamente o mesmo do *rank* da distribuição do esforço do seu tipo. Assim, define-se a seguinte função:

$$v^t(\pi, \varphi) = u^t(e^t(\pi), \varphi) \quad (3)$$

em que,  $e^t(\pi)$  é o nível de esforço ao  $\pi^{th}$  quantil da distribuição  $G_\varphi^t(e^t(\pi)) = \pi$ ;  $v^t$  é uma função inversa da função de distribuição das pontuações em testes, segundo o tipo  $t$ , dada a política  $\varphi$ . Portanto, a extensão da desigualdade de oportunidade é dada pela diferença vertical entre as funções  $v^t$  ou pela distância horizontal entre as funções de distribuição acumuladas.

Finalmente, define-se a política ótima como aquela que não só torne as funções  $v^t$  iguais entre os tipos ao menor nível de desempenho em pontuações de teste, mas também impulsiona a menor função  $v^t$  ao máximo possível. A política ótima deve assumir uma concepção de uma função max-min, tal que maximize a área abaixo da menor função  $v^t$ :

$$\varphi^{Eop} = \max_{\varphi \in \Phi} \int_0^1 \min_t v^t(\pi, \varphi) d\pi \quad (4)$$

em que  $\varphi^{Eop}$  é a política ótima que equaliza as oportunidades.

Figueiredo, Nogueira e Santana (2014) exemplificam o conceito de igualdade de oportunidade. Considerem-se duas pessoas, A e B. Ambas denotam as mesmas circunstâncias (mesmo conjunto de oportunidades, por exemplo, mesma família, frequentaram as mesmas escolas, são do mesmo sexo e raça e decidem trabalhar na mesma profissão). A pessoa A decide trabalhar pesado e investe menos tempo ao lazer, enquanto a pessoa B faz o contrário. Assim, a desigualdade de rendimento observada entre os dois agentes, oriunda de suas escolhas, não é considerada um problema social para os igualitários de oportunidades e, portanto, seria justo recompensar mais a pessoa A. Por outro lado, se A e B pertencerem a famílias com níveis sociais diferentes e a restrição

<sup>6</sup>Roemer (1998) considera o esforço como uma consequência das escolhas individuais e, portanto, as pessoas são responsáveis por isso; no entanto, entende que o esforço não é simplesmente um resultado dessas escolhas, uma vez que circunstâncias podem influenciá-lo.

orçamentária da família de B lhe impede ter acesso às mesmas oportunidades que A teve em sua formação, mas que no mercado de trabalho exercem o mesmo nível de esforço, então, qualquer desigualdade observada sobre os rendimentos é considerada injusta para a teoria da igualdade de oportunidade. Os autores destacam os dois princípios em que a literatura de oportunidades se baseia. O primeiro é o princípio da recompensa natural e, o segundo, o princípio da compensação. Em outras palavras, no primeiro caso, a pessoa A deve ser recompensada pelo esforço maior exercido e, no segundo caso, B deve ser compensado pela sociedade devido às circunstâncias.

A temática sobre desigualdade de oportunidade recebe importante atenção na literatura, tanto em âmbito nacional quanto internacional. Os trabalhos que envolvem a desigualdade de oportunidades se diferenciam em cinco aspectos. Primeiro, a variável de resultado em que se observa a desigualdade. Segundo, a escolha das circunstâncias e de esforço. Terceiro, a região geográfica. Quarto, a base de dados considerada. Por fim, a abordagem empírica de mensuração.

A adequação da teoria de desigualdade de oportunidade em educação considera os escores obtidos em avaliações externas, como uma medida mais adequada para representar o desempenho educacional do que anos de estudo, visto que essa última não considera as diferenças entre escolas, regiões, etc., conforme ressaltam [Figueiredo, Nogueira e Santana \(2014\)](#). Diversos estudos buscaram avaliar e mensurar a desigualdade de oportunidade sobre o desempenho educacional dos estudantes em que o Brasil foi objeto de estudo ([DIAZ, 2010](#); [DIAZ et al., 2012](#); [FERREIRA; GIGNOUX, 2014](#); [GAMBOA; WALTENBERG, 2015](#); [FIGUEIREDO; NOGUEIRA; SANTANA, 2014](#); [PROCÓPIO; FREGUGLIA; CHEIN, 2015](#); [TAVARES; CAMELO; PACIÊNCIA, 2018](#)).

[Diaz \(2010\)](#), por exemplo, encontra que a desigualdade de oportunidade é maior entre estudantes que estão em idade adequada independentemente da desagregação por gênero ou se o modelo inclui ou não a variável ocupação dos pais em relação à desigualdade de oportunidade entre os estudantes mais velhos. Além disso, a autora mostra que a incorporação da ocupação dos pais pouco altera as medidas de desigualdade. Por outro lado, [Gamboa e Waltenberg \(2012\)](#) concluem que o gênero por si parece não ter importância para a desigualdade de oportunidade. O tipo de escola, por exemplo, contribui em maior magnitude para a desigualdade de oportunidade no Brasil do que para os outros países analisados. Além disso, destaca-se que, no Brasil, a desigualdade de oportunidade, medida em função do tipo de escola, aumentou no período de 2006 a 2009, em todos os exames. O Brasil também se destaca por exprimir maior nível de desigualdade de oportunidade em relação a outros países da América Latina. O mesmo ocorre em [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#), ao encontrarem o Brasil como o país de maior desigualdade de oportunidade do que México, Turquia e Indonésia, que possuem baixa taxa de cobertura no PISA. [Procópio, Freguglia e Chein \(2015\)](#), os autores observam que a desigualdade de oportunidade nos anos iniciais do fundamental foi de 8% para Matemática e de 11% em Leitura. Seguindo um caminho diferente, [Tavares, Camelo e Paciência \(2018\)](#) analisam o efeito direto e indireto de variáveis circunstâncias que estão além da responsabilidade dos gestores das redes de ensino e das escolas sobre a desigualdade de notas no ensino público fundamental, e concluem que o esforço dos gestores podem amenizar os efeitos das circunstâncias sobre a desigualdade.

Internacionalmente, observam-se análises específicas para países em de-

senvolvimento. Na Índia, [Asadullah e Yalonetzky \(2012\)](#) examinaram a extensão das desigualdade de oportunidade educacional no período 1983-2004. Já [Salehi-Isfahani, Hassine e Assaad \(2014\)](#) analisaram o efeito das circunstâncias sobre o desempenho das crianças nos testes de Ciências e Matemática no norte da África e Oriente Médio. Na Colômbia, [Gamboa e Londoño \(2015\)](#) avaliaram a desigualdade de oportunidade no ensino médio de áreas metropolitanas.

Esses estudos encontram evidências de que, no Brasil, assim como em muitos países em desenvolvimento, a desigualdade de oportunidade é superior à verificada em países desenvolvidos. Isso significa que as circunstâncias, ou seja, fatores que estão fora da responsabilidade dos indivíduos influenciam de modo mais intenso nesses países.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Mensurando a desigualdade de oportunidade

O ponto inicial consiste em definir a variável de interesse a qual se pretende avaliar a desigualdade de oportunidade. Pontuações em testes são consideradas uma medida mais adequada para representar as habilidades cognitivas dos estudantes, em detrimento de outras variáveis de resultado, como anos de escolaridade ou níveis educacionais. Esse ensaio toma como base a abordagem paramétrica *ex-ante* formalizada em [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#) para mensurar a desigualdade de oportunidade no desempenho dos estudantes nas avaliações PISA.

O modelo consiste na estimativa de uma regressão do desempenho do estudante em pontuações de testes em função de um conjunto de circunstâncias e esforço, seguindo a abordagem paramétrica de [Bourguignon, Ferreira e Méndez \(2007\)](#). Estima-se a função:

$$y = f[C, E(C, \xi), \epsilon] \quad (5)$$

em que, o desempenho dos estudantes  $y$  é uma função de um vetor de circunstâncias  $C$  economicamente exógenas e o esforço  $E$  que pode ser influenciado pelas circunstâncias.  $\xi$  e  $\epsilon$  os termos estocásticos. Assim, toda variável de esforço, seja ela observada ou não nos dados, é omitida deliberadamente e a equação (5) pode ser reescrita em uma forma reduzida:

$$y_i = C'_i \psi + \epsilon_i \quad (6)$$

em que  $y_i$  é a pontuação no PISA do estudante  $i$ , o parâmetro  $\psi$  capta o efeito direto e indireto das circunstâncias por meio do esforço e  $C$  é um vetor de circunstâncias. Estimando-se a equação (6) por mínimos quadrados ordinários, o valor previsto do desempenho dos estudantes,  $\hat{y} = C'\hat{\psi}$ , representaria uma distribuição suavizada em que indivíduos com mesmas circunstâncias receberiam o mesmo valor previsto do desempenho  $y$ . Com base em  $\hat{y}$  e  $y$ , a desigualdade de oportunidade é calculada pela razão entre a variância dessas duas distribuições, respectivamente, conforme a expressão:

$$IOP_r^{FG2} = \frac{Var(\hat{y})}{Var(y)} \quad (7)$$

em que a medida desigualdade de oportunidade relativa,  $IOP_r^{FG2}$ , é exatamente igual ao r-quadrado de uma regressão estimada na equação (6) e representa a parcela da desigualdade total,  $Var(y)$ , que é atribuída a fatores que estão fora da responsabilidade dos estudantes avaliados no PISA. Valores de IOP próximo a 0 podem indicar um ambiente de igualdade de oportunidade.

A medida IOP foi computada para os seis anos de aplicação do PISA,  $t = \{2000, 2003, 2006, 2009, 2012, 2015\}$ , permitindo acompanhar a evolução da desigualdade de oportunidade sobre os desempenhos dos estudantes em Leitura, Matemática e Ciências no Brasil. Além disso, estimativas  $IOP_r^{FG2}$  também foram calculadas segundo o tipo de escola, privado e público, para o contexto nacional. Infelizmente, as duas primeiras edições do PISA (2000 e 2003) não permitem identificar os estados brasileiros. Desse modo, as medidas estaduais da desigualdade de oportunidade não foram calculadas para esses dois ciclos do PISA.

Para o cálculo do IOP utilizando os escores das pontuações PISA, algumas informações adicionais devem ser levadas em consideração. O PISA fornece cinco estimativas para a habilidade cognitiva dos estudantes em um único assunto avaliado, que são conhecidos como valores plausíveis.<sup>7</sup> Assim, o presente estudo segue a recomendação do *PISA Data Analysis Manual* (OECD, 2009) em todas as estimativas realizadas. Por exemplo, para o desempenho em leitura, a equação (6) foi estimada cinco vezes, uma para cada valor plausível de leitura e a medida de desigualdade de oportunidade final em Leitura foi obtida por meio da média aritmética simples das estimativas realizadas. Além disso, o PISA é uma amostra de dois estágios. Primeiro, escolas são selecionadas aleatoriamente e, então, os estudantes, dentro das escolas selecionadas no primeiro estágio, são tomados aleatoriamente. Assim, as estimativas da equação (6) foram ponderadas pela representatividade do estudante em relação à população, por meio do peso final do estudante.

A medida de desigualdade calculada em (7) possui algumas características atraentes. Além do cálculo simples, ela representa uma aproximação paramétrica do “limite inferior” da desigualdade de oportunidade.<sup>8</sup> O desempenho do estudante é influenciado pelas circunstâncias (exógenas) e um vetor de esforço composto por todas as variáveis que influenciam o desempenho do estudante sobre as quais ele possui alguma responsabilidade e que foram excluídas deliberadamente na equação (6), pois são influenciadas pelas circunstâncias.<sup>9</sup> Assim, todos os fatores relevantes foram incluídos no modelo, representados, direta ou indiretamente, pelas circunstâncias. Assim, a única fonte de viés sobre o parâmetro  $\psi$  são variáveis circunstâncias omitidas ou não observadas. Assim, esse parâmetro não representa uma relação causal, uma vez que as circunstâncias omitidas podem ser correlacionadas com as circunstâncias observadas. Se o interesse, porém, for sobre a parcela da variação do desempenho do estudante, que é explicado por características predeterminadas, então o R-quadrado pode fornecer um limite inferior dessa parcela. Nesse contexto, como as únicas variáveis omitidas são outras circunstâncias, então

<sup>7</sup>Em 2015, o PISA disponibilizou dez valores plausíveis.

<sup>8</sup>A prova formal pode ser encontrada em Ferreira e Gignoux (2011).

<sup>9</sup>O vetor de características da escola também é considerado uma medida de esforço. A explicação sugerida por Ferreira e Gignoux (2014) é que estudantes de 15 anos de idade podem concebivelmente afetar a escolha da escola que frequentam e, portanto, todas características da escola entrariam no vetor de esforço. Além disso, o esforço pode ser afetado pelas circunstâncias, mas o contrário, não.

a medida de desigualdade de oportunidade dada pelo R-quadrado só tende a aumentar, caso alguma outra circunstância seja incluída na regressão. Nesse sentido, enquanto  $\psi$  tende a ser viesado, o R-quadrado é um limite inferior de uma estimativa do efeito causal conjunto de todas as circunstâncias.

A abordagem adotada por [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#) é alternativa à medida de desigualdade de oportunidade que utiliza indicadores-padrão de desigualdade da classe *Generalized Entropy* na equação (7) em vez da variância. Essas medidas não satisfazem ambos os axiomas de *scale invariance* e *translation invariance* no caso de pontuações PISA.<sup>10</sup> Dado que os escores PISA foram padronizados por um processo de translação e de reescalonamento, os autores mostram que um índice-padrão de desigualdade aplicado sobre as pontuações pré-padronização ( $x$ ) e pós-padronização ( $y$ ), não se mantém idênticas cardinalmente e ordinalmente. Assim, os autores recomendam a variância ou desvio-padrão como medida adequada para mensurar a desigualdade.

### 3.2 Desigualdade de oportunidade versus gap de desempenho entre escolas privadas e públicas

A estratégia adotada nesta seção se limita à disponibilidade de dados do PISA em nível de estados, não sendo possível mensurar a desigualdade de oportunidade em níveis mais desagregados (municípios). Assim, dada a impossibilidade de mensurar a desigualdade de oportunidade estaduais para os ciclos do PISA em 2000 e 2003, a equação (8) foi estimada considerando apenas as medidas de desigualdade de oportunidades dos 27 estados para os anos: 2006, 2009, 2012 e 2016. Feito isso, a relação entre  $IOP_r^{FG}$  e o *gap* de desempenho entre as escolas privadas e públicas foi estimada considerando uma estratégia em painel de estados:

$$\begin{aligned} Gap_{i,t} = & \alpha_i + \gamma_t + \beta IOP_{i,t}^{FG} + \varphi GapIOP_{i,t}^{FG} + \rho Gap_{i,t-1} \\ & + \omega IOP_{i,t-1}^{FG} + \sigma GapIOP_{i,t-1}^{FG} + \delta GapX_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

em que  $Gap_{i,t} = \ln(\bar{Y}_{i,t}^A - \bar{Y}_{i,t}^B)$  é a variável dependente que representa o logaritmo natural da diferença de desempenho médio no PISA do estado  $i$  no período  $t$  entre escolas privadas ( $A$ ) e públicas ( $B$ );  $\alpha_i$  e  $\gamma_t$  são os efeitos específicos de estado e tempo, respectivamente;  $IOP_{i,t}^{FG}$  é a desigualdade de oportunidades estimada para cada estado  $i$ ;  $GapIOP_{i,t}^{FG}$  representa a diferença das desigualdade de oportunidade entre escolas privadas e públicas do estado  $i$ ;  $Gap_{i,t-1}$  corresponde a primeira defasagem da variável dependente;  $GapX_{i,t}$  consiste de um vetor de características controles do estado  $i$  no período  $t$ : diferença dos tamanhos médios das turmas entre escolas privadas e públicas; diferenças da taxa de distorção idade-série entre escolas privadas e públicas e diferenças das taxas de reprovação entre escolas privadas e públicas. A relação de interesse é captada pelo parâmetro  $\beta$ . Note que uma simples estimação

<sup>10</sup>No Pisa, os escores ajustados da Teoria de Resposta ao Item (TRI) são ponderados arbitrariamente, tal como:  $y_{ij} = \hat{\mu} + \frac{\hat{\sigma}}{\sigma}(x_{ij} - \mu)$ , em que,  $x_{ij}$  é o escore obtido pelo estudante  $i$  do país  $j$  ajustado pela TRI;  $\mu$  e  $\sigma$  correspondem, respectivamente, à média e desvio-padrão de  $x$  observada de toda amostra PISA, isto é, de todos países participantes;  $\hat{\mu} = 500$  e  $\hat{\sigma} = 100$ , são respectivamente os valores arbitrários da média e desvio-padrão. Para mais detalhes sobre as implicações desses axiomas, ver [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#).

de  $\beta$  por mínimos quadrados ordinários dos dados empilhados pode desconsiderar as possíveis heterogeneidades regionais não observadas e constantes no tempo entre os estados, por exemplo, a perseverança e/ou motivação média dos diretores escolares ou dos gestores públicos em reduzir as diferenças nos desempenhos acadêmicos dos estudantes. Assim, o efeito captado por  $\beta$  pode ser confundido com a omissão dessas características não observadas e, portanto, uma estimativa tendenciosa seria encontrada. Para corrigir esse problema potencial, optou-se por estimadores de efeitos fixos. Erros-padrão robustos obtidos por *cluster* de região foram estimados.

Seguindo a estratégia de [Marrero e Rodríguez \(2013\)](#), o presente estudo desenvolve uma série de análises de sensibilidade para averiguar a robustez das estimativas. Inicialmente, estima-se a relação entre desigualdade de oportunidade e o *gap* de desempenho por meio de um modelo de efeitos fixos, em que as variáveis de controle são adicionadas sequencialmente. Desse modo, verifica-se a sensibilidade do coeficiente estimado em relação a distintas especificações (quatro). Por fim, analisa-se a sensibilidade das estimativas em relação à presença de observações *outliers*.

### 3.3 Dados e estatísticas descritivas

O presente estudo fez uso de duas bases de dados. As medidas de desempenho dos estudantes e características circunstâncias foram obtidas na base de dados do PISA e os dados referentes a indicadores educacionais estão disponibilizados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) sobre o censo escolar.

O PISA consiste em uma avaliação das habilidades cognitivas de estudantes em Leitura, Matemática e Ciências, que é realizada nos países da OECD e em economias parceiras a cada três anos. O Brasil, por exemplo, participa desde a primeira edição, em 2000. Possui como público-alvo estudantes com idade de 15 anos e matriculados a partir do 8º ano do ensino fundamental (no caso do Brasil). Com a ampliação do ensino fundamental para nove anos no Brasil, em 2015, os estudantes do 7º ano também foram considerados elegíveis. Os dados disponíveis para o Brasil, em todos os ciclos (2000 a 2015), foram utilizados neste estudo com o objetivo de acompanhar a evolução das desigualdades de oportunidades no tempo. A variável de interesse, sobre a qual se pretende mensurar a desigualdade de oportunidades em educação, faz referência às pontuações dos estudantes nas áreas de Leitura, Matemática e Ciências.

Esses dados apresentam duas importantes vantagens em relação aos exames nacionais. As pontuações dos estudantes em avaliações externas geralmente são estimadas por meio de modelos de probabilidade. No caso dos exames nacionais, uma estimativa pontual da habilidade cognitiva do estudante é fornecida. O PISA, por outro lado, disponibiliza um intervalo de habilidades que um aluno pode razoavelmente ter, que são conhecidos como valores plausíveis. A partir da estimação de uma distribuição de probabilidade para a habilidade de um aluno, os valores plausíveis são sorteados aleatoriamente dessa distribuição para a habilidade do estudante. Até 2015, o PISA fornece cinco valores plausíveis para cada assunto, em vez de uma única estimativa, como acontece nos exames nacionais. Valores plausíveis possuem vantagens importantes em relação às estimativas clássicas da Teoria de Resposta ao Item, pois retornam estimativas não enviesadas de parâmetros populacionais, como

média e desvio-padrão (OECD, 2009). Além disso, por se tratar de uma avaliação internacional, qualquer estimativa baseada nesse conjunto de dados pode ser comparável entre os países participantes. Por outro lado, algumas desvantagens em relação às bases nacionais devem ser mencionadas. Primeiro, a amostra do PISA se limita a estudantes de 15 anos de idade, enquanto outras faixas etárias podem ser exploradas nas bases nacionais. Outra desvantagem é que os códigos das escolas (códigos INEP) selecionadas não são disponibilizados publicamente, inviabilizando uma associação à base do Censo Escolar, por exemplo, em nível de escola. Por fim, os dados do PISA não permitem uma agregação dos dados em nível municipal. Assim, um painel de dados do PISA somente pode ser alcançado considerando o estado como o menor nível de agregação dos dados.

O PISA também coleta informações sobre características individuais, do *background* familiar e das escolas. O conjunto circunstâncias é formado pelas características *Sexo, Escolaridade da mãe, escolaridade do pai, ocupação da mãe, ocupação do pai, localidade e status de migração*. A equação (6) foi estimada com um total de 14 *dummies*, conforme o descreve a Tabela 1.

Dada essas características, o grupo de referência corresponde a um estudante do sexo masculino, filhos de pais e mães sem escolaridade (ISCED 0) cujas ocupações pertencem ao nível 1. Além disso, o grupo de referência é formado por estudantes de escolas localizadas em áreas com população inferior a 15 mil habitantes e estudantes considerados nativos, isto é, que nasceram no país e pelo menos um dos pais também nasceu no Brasil.

Após a exclusão das observações com valores ausentes associados às características circunstâncias e tipo de escola (privado e público), a amostra final em cada ciclo utilizada neste estudo pode ser observada na Tabela 2.

A Tabela 3<sup>11</sup> resume as características médias da população dentro do vetor de circunstâncias considerado no estudo. Esses dados referem-se às características médias para o ano de 2015 no PISA. Desagregações por tipo de escola também foram reportadas. Em média, os estudantes brasileiros, aos 15 anos de idade, se caracterizam por serem filhos de mães e pais que possuem ensino fundamental ou médio, respectivamente. Além disso, a maior parte dos pais desses estudantes ocupa funções que exigem menor habilidades (grupo de ocupação 2 e 1, respectivamente).

Além disso, parcela significativa da população de estudantes frequenta escolas públicas (83%, em 2015), sendo grande parte em escolas localizadas em cidades de mais de 100 mil habitantes. Quanto aos fatores que estão fora do controle dos indivíduos, importantes diferenças entre estudantes de escolas privadas e públicas são identificadas. Estudantes de escolas privadas denotam vantagens comparativas, uma vez que esses estudantes, em média, possuem pais com escolaridade mais elevada e ocupando cargos de gerência ou profissões associadas, com melhores salários. Estudantes que frequentam escolas privadas estão concentrados principalmente em cidades de mais de 100 mil habitantes. Por outro lado, uma importante parcela dos estudantes de escolas públicas está localizada em cidades com menos de 15 mil habitantes.

Os indicadores educacionais selecionados e utilizados para controlar a estimativa do efeito da desigualdade de oportunidade sobre os diferenciais médios de desempenho no PISA foram coletados junto ao INEP. As característi-

<sup>11</sup> Estimativas das características médias de anos anteriores foram omitidas e podem ser enviadas mediante solicitação.

**Tabela 1:** Vetor de variáveis circunstâncias

Vetor de circunstâncias	Descrição	Tipo
Sexo do estudante Feminino	1 – se feminino, e 0 – se masculino	<i>Dummy</i>
Escolaridade da mãe: ISCED <sup>1</sup> ISCED 1 ou 2	1 – se ISCED 1/2, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
ISCED 3B, 3A ou 4	1 – se ISCED 3B/3A/4, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
ISCED 5B, 5A ou 6	1 – se ISCED 5B/5A/6, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
Escolaridade do pai: ISCED ISCED 1 ou 2	1 – se ISCED 1/2, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
ISCED 3B, 3A ou 4	1 – se ISCED 3B/3A/4, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
ISCED 5B, 5A ou 6	1 – se ISCED 5B/5A/6, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
Nível de ocupação <sup>2</sup> da mãe: Nível de ocupação 2	1 – se Nível 2, e 0 – caso contrário	<i>Dummy</i>
Nível de ocupação 3	1 – se Nível 3, e 0 – caso contrário	<i>Dummy</i>
Nível de ocupação do pai: Nível de ocupação 2	1 – se Nível 2, e 0 – caso contrário	<i>Dummy</i>
Nível de ocupação 3	1 – se Nível 3, e 0 – caso contrário	<i>Dummy</i>
Localização da escola: Município com 15 mil a 100 mil habitantes		<i>Dummy</i>
Município com mais de 100 mil habitantes		<i>Dummy</i>
Status de migração dos pais: País migrantes <sup>3</sup>		<i>Dummy</i>

<sup>1</sup> A classificação *International Standard Classification of Education* (ISCED) corresponde a:  
ISCED 1 (educação primária), ISCED 2 (educação secundária inferior), ISCED 3B (educação secundária superior vocacional), 3A (educação secundária superior não vocacional), 4 (Pós secundária e não terciária), ISCED 5B (educação terciária vocacional), 5A (educação terciária teórica) e 6 (pós-graduação).

<sup>2</sup> A ocupação dos pais foi categorizada em três níveis: Nível 1 - elementares ou voltadas a habilidades da agropecuária; Nível 2 - cargos de Serviços, Vendedores, Montador e Operadores de máquinas, Ocupações relacionadas a construção e manutenção (edifícios, estruturas metálicas, produção e processamento de artigos de madeira, metal, etc.); e, Nível 3 - cargos de Gerentes, Profissionais, Profissionais Técnicos, Administrativo ou Ocupações das Forças Armadas.

<sup>3</sup> Estudantes nascidos no Brasil ou fora, mas com pais que nasceram em outro país.  
Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 2:** Tamanho da amostra e população segundo o ciclo PISA – Brasil

Ano	2000*	2003	2006	2009	2012	2015
N	2883	3570	7919	16619	16106	11917
N**	1853532	1537541	1607842	1740708	1977681	1258849

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA 2000 a 2015. \*Em 2000, uma amostra inferior de estudantes foi avaliada em relação às áreas de Matemática (1601) e Ciências (1614), após ajuste. \*\* Após expansão.

**Tabela 3:** Média e Erro-Padrão das circunstâncias, segundo o tipo de escola - Brasil - 2015

Circunstâncias	Geral		Privado		Público	
	Média	E.P.	Média	E.P.	Média	E.P.
Masculino	0,479	0,006	0,501	0,016	0,474	0,007
Feminino	0,521	0,006	0,499	0,016	0,526	0,007
Mãe ISCED 0	0,064	0,004	0,007	0,003	0,075	0,004
Mãe ISCED 1/2	0,354	0,010	0,119	0,011	0,402	0,009
Mãe ISCED 3/4	0,340	0,007	0,359	0,021	0,337	0,008
Mãe ISCED 5/6	0,242	0,010	0,515	0,028	0,186	0,007
Pai ISCED 0	0,090	0,005	0,008	0,003	0,107	0,006
Pai ISCED 1/2	0,358	0,010	0,147	0,015	0,401	0,009
Pai ISCED 3/4	0,338	0,007	0,371	0,016	0,331	0,008
Pai ISCED 5/6	0,214	0,010	0,473	0,024	0,161	0,006
Mãe Ocupação 1	0,366	0,010	0,160	0,014	0,409	0,009
Mãe Ocupação 2	0,319	0,007	0,187	0,015	0,346	0,007
Mãe Ocupação 3	0,315	0,012	0,652	0,021	0,246	0,009
Pai Ocupação 1	0,236	0,008	0,119	0,010	0,260	0,009
Pai Ocupação 2	0,503	0,010	0,305	0,022	0,543	0,009
Pai Ocupação 3	0,261	0,011	0,575	0,025	0,197	0,007
15 mil hab.	0,143	0,018	–	–	0,172	0,021
15 a 100 mil hab.	0,348	0,028	0,217	0,057	0,375	0,031
Mais 100 mil hab.	0,510	0,029	0,783	0,057	0,454	0,032
Pais Nativos	0,994	0,001	0,994	0,002	0,994	0,001
Pais Migrantes	0,006	0,001	0,006	0,002	0,006	0,001
Privado	0,170	0,023				
Público	0,830	0,023				
N	1 258 849		213 787		1 045 062	

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA 2000 a 2015.

cas, a nível agregado de estado, consistem na média de alunos por turma; taxa de distorção idade-série; e taxa de reprovação. Foram considerados apenas os indicadores do 7º ano ao 9º ano do ensino fundamental e os indicadores do ensino médio. Os indicadores utilizados, portanto, correspondem a uma média aritmética simples das séries reportadas acima. Isso foi necessário, em função do público-alvo do PISA.

## 4 Resultados e discussão

### 4.1 Estatísticas descritivas e desigualdade de oportunidade

Os resultados apresentados a seguir se referem à média e desvio-padrão dos desempenhos dos estudantes brasileiros nas pontuações PISA nas áreas de Leitura, Matemática e Ciências, segundo o tipo de escola e ciclos do PISA (Tabela 4). O desvio-padrão é considerado como uma medida da desigualdade total adequada pontuações de testes padronizados (FERREIRA; GIGNOUX, 2014). O Brasil ocupa as piores colocações entre os países avaliados no PISA, segundo o último relatório apresentado pela OECD (2016). Contudo, os resultados da

Tabela 4 sugerem que o Brasil denota uma tendência de evolução nos escores médios das áreas avaliadas pelo PISA, mesmo que de modo discreto sobre os desempenhos em Leitura e Ciências. Embora se observe um viés de alta sobre os desempenhos médios dos estudantes brasileiros nos últimos 15 anos, não foi suficiente para melhorar o *ranking* do Brasil na avaliação PISA. O desempenho brasileiro no PISA se torna ainda mais preocupante quando o custo por aluno é considerado. Países com gasto por aluno inferior ao Brasil, como acontece na Colômbia, México e Uruguai, alcançaram resultados superiores na última avaliação. No entanto, a desigualdade total, medida por meio do desvio-padrão, tem se reduzido no mesmo período, apesar do aumento registrado no último ciclo.

Quanto aos resultados segundo o tipo de escola, o *gap* favorável a estudantes de escolas privadas tem aumentado nesse mesmo período, especialmente na avaliação de Matemática. A desigualdade total, contudo, se reduziu independentemente do tipo de escola. Escolas privadas e públicas exprimem desigualdades semelhantes em relação ao desempenho em Leitura. Por outro lado, a desigualdade total nos desempenhos de Matemática e Ciências em escolas privadas tende a superar os resultados de escolas públicas. Apesar da redução da desigualdade sobre essas pontuações, durante esses 15 anos, é importante destacar que a desigualdade no Brasil ainda é elevada, sendo superior à de países em desenvolvimento.<sup>12</sup>

Em educação, a desigualdade de oportunidade recebe considerável atenção, uma vez que as oportunidades educacionais, principalmente na infância, podem refletir diretamente sobre os resultados individuais na fase adulta. A Tabela 5 reporta a evolução da desigualdade de oportunidade sobre o desempenho dos estudantes brasileiros em Leitura, Matemática e Ciências no período 2000 a 2015. A primeira coluna, em cada área, se refere à desigualdade de oportunidade considerando todas as escolas. Já a segunda e terceira colunas fornecem a desigualdade de oportunidade segundo o tipo de escola, privado ou público, respectivamente.

Os resultados disponíveis na Tabela 5 mostram que a evolução da desigualdade de oportunidade tem oscilado durante o período. Após um aumento sistemático de 2000 a 2006, a desigualdade de oportunidade voltou a cair em 2009, atingindo o menor nível em 2015 em todas as áreas avaliadas. A porção eticamente ofensiva da desigualdade total oscilou de 14,3% a 22,4% no período, considerando todas as áreas de conhecimento. A desigualdade de oportunidade, porém, é geralmente maior na avaliação de Matemática do que nas outras áreas. Além disso, escolas privadas tendem a ser mais desiguais em termos de oportunidades do que escolas públicas. Embora o comportamento em escolas privadas possa diferir em relação ao das escolas públicas, nos anos iniciais, ambas exprimem uma tendência de redução em anos mais recentes. Após uma queda do IOP em 2003 em relação a 2000, a desigualdade de oportunidade cresceu novamente até 2009 e voltou a cair nos anos seguintes no sistema privado. Já no público, o IOP cresceu em 2003 e decresceu sucessivamente. Em escolas privadas, a desigualdade de oportunidade oscilou de 4,4% a 25,4% e, em escolas públicas, de 7% a 17,1%, considerando todos os períodos e áreas avaliadas.

Possíveis divergências entre outros achados na literatura podem surgir em

<sup>12</sup>Em 2006, por exemplo, Ferreira e Gignoux (2014) mostram que a desigualdade total sobre o desempenho no Brasil foi maior do que em países como a Turquia, México e Indonésia.

**Tabela 4:** Média e Desvio-Padrão dos escores PISA por tipo de escola, Brasil, 2000-2015

Ano	Estatísticas	Leitura			Matemática			Ciências		
		Geral	Privado	Público	Geral	Privado	Público	Geral	Privado	Público
2000	Média	409,82	473,82	398,03	346,61	424,97	332,45	386,73	451,10	375,01
	D.P.	83,97	82,88	78,67	97,26	97,65	90,18	90,42	96,64	84,09
2003	Média	412,73	485,35	397,51	366,20	448,41	348,96	398,90	476,35	382,66
	D.P.	110,63	93,92	107,78	100,60	87,05	94,55	99,03	86,47	93,66
2006	Média	398,86	492,46	382,90	374,43	476,33	357,04	396,03	491,52	379,74
	D.P.	100,63	91,54	93,14	91,85	89,11	80,29	88,83	84,12	78,79
2009	Média	419,42	518,55	404,17	392,35	488,36	377,58	411,70	507,00	397,05
	D.P.	92,76	83,66	84,30	80,95	77,79	70,67	83,61	76,23	74,56
2012	Média	413,60	480,51	398,32	394,71	464,29	378,82	408,53	475,05	393,33
	D.P.	84,68	78,58	78,37	77,73	77,81	68,41	78,12	74,35	70,66
2015	Média	426,58	500,76	411,40	393,39	471,09	377,50	417,79	494,42	402,12
	D.P.	97,46	85,77	92,62	89,66	86,36	81,66	88,23	82,57	80,84

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA. Erros-padrão (E.P.) robustos por cluster de escola.

**Tabela 5:** Desigualdade de oportunidade sobre as pontuações, segundo o tipo de escola PISA - Brasil - 2000 a 2015

IOP	Leitura			Matemática			Ciências		
	Geral	Privado	Público	Geral	Privado	Público	Geral	Privado	Público
IOP 2000	0,172	0,149	0,117	0,211	0,254	0,143	0,163	0,181	0,108
IOP 2003	0,169	0,044	0,139	0,223	0,111	0,171	0,176	0,070	0,120
IOP 2006	0,200	0,093	0,133	0,224	0,130	0,132	0,199	0,122	0,101
IOP 2009	0,211	0,162	0,138	0,189	0,184	0,099	0,177	0,149	0,090
IOP 2012	0,194	0,129	0,124	0,199	0,157	0,096	0,171	0,117	0,076
IOP 2015	0,143	0,085	0,087	0,161	0,120	0,080	0,150	0,099	0,070

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA.

função do uso de variadas bases de dados, conjunto de circunstâncias ou método utilizado. Por exemplo, os achados deste estudo, em partes, estão em sintonia com os resultados obtidos por [Diaz et al. \(2012\)](#), que investiga a desigualdade de oportunidades sobre os desempenhos dos estudantes do 3º ano do ensino médio em Leitura e Matemática. A autora mostra que, durante o período de 1995-2005, a desigualdade de oportunidade é superior na avaliação de Matemática do que em Leitura. Também encontrou movimentos cílicos, em que a medida de desigualdade tende a cair após uma tendência de alta. Embora esses achados sinalizem crescimento da desigualdade de oportunidade em relação a 1995, os valores encontrados nos anos iniciais dos anos 2000 se mostraram relativamente semelhantes aos resultados aqui apresentados no período correspondente. As semelhanças entre os níveis de desigualdade de oportunidade, segundo o tipo de escola, também podem ser observadas. Assim como em [Diaz et al. \(2012\)](#), os níveis de desigualdade de oportunidade são maiores para as escolas privadas do que para as públicas.

Por um lado, esse resultado pode estar associado à composição das variáveis circunstâncias entre os dois tipos de escolas e, consequentemente, a uma fonte da desigualdade de oportunidade. Como observado na Tabela 3, a composição das características de *background* familiar é mais homogênea em escolas públicas quando comparada à composição em escolas privadas. Além disso, em escolas privadas, existe uma maior concentração nas categorias mais elevadas de escolarização e ocupação dos pais. Assim, a desigualdade de oportunidade em escolas privadas pode ser maior em função dessa maior heterogeneidade na composição. Conforme [Barros et al. \(2009\)](#), as diferenças nas condições relacionadas aos recursos e origem familiar podem diferir muito entre os grupos de circunstâncias e, portanto, aqueles estudantes em grupos inferiores podem não ter acesso aos mesmos serviços para desenvolver seus talentos. Por outro lado, esse resultado pode estar associado ao efeito das características de *background* familiar no desempenho dos estudantes, que geralmente são mais importantes para estudantes de escolas privadas, como encontrado em [Moraes e Belluzzo \(2014\)](#).

#### 4.2 Desigualdade de oportunidade e *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas no Brasil, por estados

Na literatura é possível identificar importantes evidências sobre a relação entre desigualdade de oportunidade e variáveis econômicas, por exemplo, PIB *per capita*, gasto em educação, número de matrículas, dentre outras. Os efeitos da desigualdade de oportunidade sobre o *gap* de desempenho entre estudantes de escolas privadas e públicas, no entanto, não tem sido explorado pela literatura. A Tabela 6, por exemplo, reporta o *gap* de desempenho médio em Leitura entre escolas privadas e públicas e as estimativas da desigualdade de oportunidade para cada estado brasileiro e ano.<sup>13</sup> Além disso, as médias dessas medidas no período 2006 a 2015 foram calculadas e os estados foram ordenados do maior para o menor valor do *gap* médio. Em 2015, não foi possível obter as estimativas do *gap* para o estado do Amapá, uma vez que nenhuma das observações remanescentes após a exclusão das observações com valores ausentes é de escolas privadas.

<sup>13</sup>Estimativas dessas duas variáveis para as áreas de Matemática e Ciências foram realizadas e estão disponíveis mediante solicitação e, portanto, não serão analisadas nessa fase.

As estimativas na Tabela 6 mostram que o *gap* de desempenho em Leitura entre escolas privadas e públicas e a desigualdade de oportunidade sugerem diferenças consideráveis entre estados e ao longo do tempo. Também revelam que o conjunto de circunstâncias é responsável por uma parcela expressiva da desigualdade de oportunidade. Apenas os estados da Paraíba e Rio de Janeiro, no ano de 2006, alcançaram níveis de desigualdade de oportunidade no aprendizado de Leitura superiores a 40%. Entretanto, é importante ressaltar que as medidas estimadas, neste estudo, representam uma estimativa do limite inferior da desigualdade de oportunidade. Isto é, outras circunstâncias, como a raça, que não foram consideradas neste estudo, podem ampliar ainda mais esses percentuais.

Por outro lado, a desigualdade de oportunidade reduziu sua participação sobre a desigualdade total em quase todos os estados nesse período. O estado do Rio de Janeiro foi o que mais reduziu. O mesmo não pode ser dito para o estado do Piauí, sendo essa o que mais ampliou a desigualdade de oportunidade: 9,5% em Leitura. Outro ponto a chamar a atenção é que a maioria dos estados brasileiros conseguiu reduzir o *gap* do desempenho médio em Leitura entre escolas privadas e públicas durante o decênio considerado, sendo as principais reduções associadas aos estados do Norte e Nordeste. Tocantins, por exemplo, está entre os dois que mais reduziram o *gap* de desempenho em Leitura. Já entre os estados que ampliaram o *gap*, Rondônia e Piauí lideram essa característica. Além disso, é importante destacar a presença e a influência de potenciais observações *outliers* nas estimativas apresentadas.<sup>14</sup> No caso do *gap* em Leitura, alguns estados denotaram uma redução além do esperado em um intervalo de três anos. Por exemplo, em 2006, o *gap* em Leitura do estado de Goiás foi um pouco superior a 103 pontos, caiu para 24 pontos em 2009 e voltou a crescer em 2012 (80 pontos). Situações semelhantes podem ser observadas para Rondônia e Amapá.

A redução da desigualdade de oportunidade, mensurada em pontuações de testes no Brasil e em outros países em desenvolvimento, tem sido observada em estudos anteriores (DIAZ *et al.*, 2012; CARVALHO; WALTENBERG, 2015; GAMBOA; WALTENBERG, 2012; IDZALIKA; BUE, 2015). O declínio na desigualdade de oportunidade e do *gap* entre escolas privadas e públicas, que foi observado na maioria dos estados brasileiros, pode ser reflexo de políticas educacionais recentes que reduziram as restrições no acesso à educação e o custo de oportunidade de estudar. Entretanto, Gamboa e Waltenberg (2012) argumentam que, dadas as oscilações na taxa de cobertura de um ciclo do PISA para o outro, não se pode ter certeza se as reduções observadas são de fato efeito de um conjunto deliberado de políticas ou se é simplesmente um efeito composição.

A Tabela 6 mostra, ainda, a média do *gap* de desempenho e da desigualdade de oportunidade no período de 2006 a 2015, de modo que os estados foram classificados em ordem decrescente do *gap* de desempenho. Os estados de Mato Grosso e Amapá estão entre os estados com menor *gap* em Leitura. Já o estado da Paraíba tende a liderar a desigualdade de oportunidade com respeito à média do período. Ao comparar o *gap* de desempenho e a desigualdade de oportunidade em Leitura, percebem-se importantes diferenças entre os *rankings* dos estados; porém, um grupo de estados mantém relativamente o mesmo *ranking* nas três avaliações PISA: Maranhão, que está no grupo de

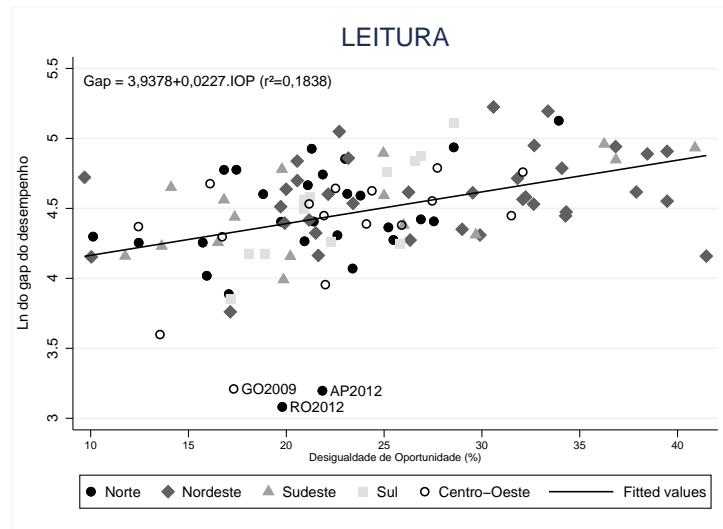
<sup>14</sup>Também foram identificados potenciais *outliers* em Matemática e Ciências, que foram consideradas em análises subsequentes.

**Tabela 6:** *Gap* de desempenho em Leitura entre escolas privadas e públicas e desigualdade de oportunidades, segundo os estados brasileiros - 2006 a 2015

UF	2006			2009			2012			2015			2006 a 2015	
	Obs.	Gap	IOP	Gap médio	IOP médio									
CE	240	140,01	0,37	620	155,88	0,23	646	71,76	0,26	649	128,90	0,23	124,14	0,27
PR	307	165,94	0,29	671	126,10	0,27	676	116,74	0,25	257	69,95	0,26	119,68	0,27
MA	237	180,36	0,33	427	101,02	0,26	459	101,23	0,38	364	92,76	0,33	118,84	0,33
TO	235	168,48	0,34	644	99,67	0,19	588	99,87	0,23	505	70,43	0,13	109,61	0,22
PE	240	185,80	0,31	634	126,26	0,21	527	42,98	0,17	481	82,84	0,21	109,47	0,22
MG	456	133,66	0,25	720	142,58	0,36	733	54,08	0,20	638	95,69	0,17	106,50	0,25
BA	280	75,51	0,22	600	87,74	0,34	335	141,12	0,33	300	112,38	0,10	104,19	0,25
RJ	256	138,82	0,41	639	127,46	0,37	573	79,91	0,26	424	64,02	0,12	102,55	0,29
PI	264	77,54	0,29	503	97,61	0,32	537	100,66	0,30	284	132,86	0,39	102,17	0,32
PA	285	83,21	0,27	384	114,67	0,22	568	82,06	0,28	240	128,24	0,23	102,05	0,25
AL	216	85,34	0,34	479	99,63	0,22	424	93,30	0,23	307	119,98	0,34	99,56	0,28
DF	243	116,67	0,32	637	85,49	0,22	580	85,46	0,32	352	102,10	0,24	97,43	0,27
SE	285	135,34	0,40	677	91,16	0,20	461	64,30	0,22	368	96,01	0,32	96,71	0,28
RR	254	48,79	0,17	366	118,65	0,17	551	139,24	0,29	454	73,57	0,10	95,06	0,18
SP	870	68,75	0,14	1014	119,10	0,20	1650	84,66	0,17	1148	104,52	0,14	94,26	0,16
RN	265	81,00	0,20	589	103,25	0,20	553	111,57	0,32	459	63,66	0,10	89,87	0,20
AM	271	98,61	0,24	622	81,95	0,21	530	118,56	0,17	380	58,57	0,23	89,42	0,21
MS	284	107,42	0,16	585	92,94	0,21	581	79,85	0,26	591	73,51	0,17	88,43	0,20
PB	213	64,01	0,42	563	74,41	0,30	557	94,79	0,40	381	109,83	0,21	85,76	0,33
RS	277	97,49	0,21	682	130,88	0,27	616	65,21	0,18	568	46,98	0,17	85,14	0,21
GO	263	103,86	0,23	643	24,77	0,17	611	80,54	0,24	386	120,19	0,28	82,34	0,23
SC	288	95,75	0,21	658	89,53	0,21	615	70,99	0,22	597	65,15	0,19	80,35	0,21
AC	196	106,23	0,21	400	70,49	0,16	541	71,17	0,21	487	71,87	0,26	79,94	0,21
RO	273	74,29	0,23	594	78,59	0,25	567	21,79	0,20	357	137,89	0,21	78,14	0,22
ES	265	74,54	0,30	633	70,59	0,17	610	98,67	0,25	416	63,85	0,20	76,91	0,23
MT	210	52,19	0,22	563	36,54	0,14	568	94,95	0,28	411	79,03	0,12	65,68	0,19
AP	218	81,83	0,20	450	55,63	0,16	449	24,46	0,22				53,97	0,14

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA 2006 a 2015.

**Figura 1:** Dispersão da desigualdade de oportunidade e *gap* do desempenho em Leitura no Brasil - *pool* das observações em 2006, 2009, 2012, 2015



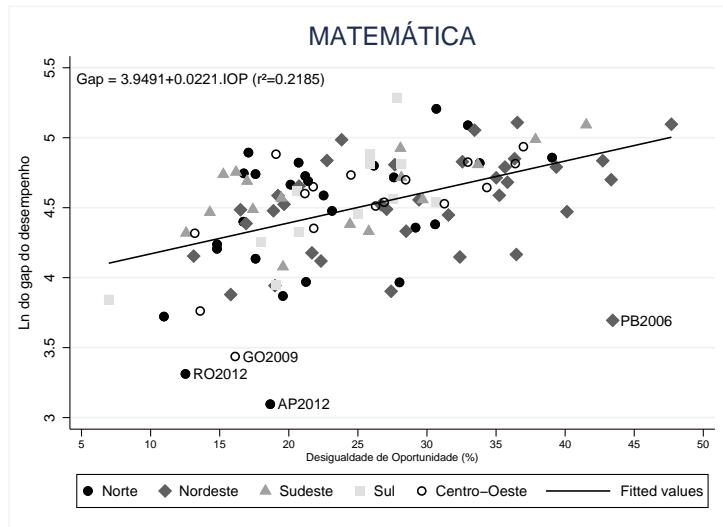
Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA. *Outliers*: AP2012 (Amapá em 2012), R02012 (Rondônia em 2012) e GO2009 (Goiás em 2009).

maior nível nas duas dimensões, Rio Grande do Sul e Mato Grosso, entre os colocados em pior situação. Além disso, os estados do Nordeste possuem os maiores níveis de desigualdade de oportunidade nesse período. Percebe-se, ainda, que os maiores níveis de desigualdade de oportunidade nesses estados são acompanhados, em parte, por maiores níveis de diferenças do desempenho médio entre escolas privadas e públicas, com raras exceções. Embora não seja tão claro o padrão geográfico na distribuição das desigualdades de oportunidade entre os estados, esses resultados médios podem sugerir alguma correlação positiva entre desigualdade de oportunidades e o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas.

Os achados anteriores são consistentes com os resultados apresentados na Figura 1, que sugere evidências de uma relação positiva e significativa entre o *gap* de desempenho e a desigualdade de oportunidade em Leitura, estimada por mínimos quadrados ordinários por meio de regressão simples dessas duas dimensões em *pool* de todas os estados brasileiros no período 2006, 2009, 2012 e 2015. O mesmo pode ser observado quanto ao aprendizado em Matemática e Ciências (Figuras 2 e 3). Essa dispersão do *pool* das observações também mostra a presença de potenciais *outliers* da relação *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas e desigualdade de oportunidade. No caso do aprendizado em Leitura, Goiás em 2009 e Rondônia e Amapá em 2012 são possíveis candidatos. Em análise posterior, este estudo avalia a sensibilidade das estimativas em relação à exclusão dessas observações como teste de robustez. No caso do aprendizado em Matemática e Ciências, o estado da Paraíba, em 2006, chama atenção por sua distância em relação aos valores previstos do *gap* de desempenho.

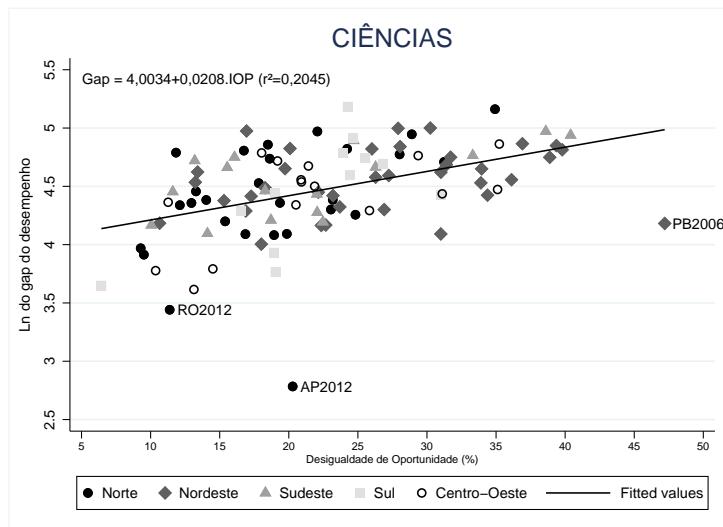
Seguindo a estratégia empírica proposta no ensaio, estima-se a relação entre desigualdade de oportunidade (%) e o *gap* de desempenho entre escolas

**Figura 2:** Dispersão da desigualdade de oportunidade e *gap* do desempenho em Matemática no Brasil - *pool* das observações em 2006, 2009, 2012, 2015



Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA. *Outliers*: AP2012 (Amapá em 2012), PB2006 (Paraíba em 2006), R02012 (Rondônia em 2012) e GO2009 (Goiás em 2009).

**Figura 3:** Dispersão da desigualdade de oportunidade e *gap* do desempenho em Ciências no Brasil - *pool* das observações em 2006, 2009, 2012, 2015



Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA. *Outliers*: AP2012 (Amapá em 2012), PB2006 (Paraíba em 2006) e RO2012 (Rondônia em 2012).

privadas e públicas (em logaritmo natural). Por meio de um modelo de efeitos fixos, as estimativas da relação entre essas duas dimensões, expressas na Tabela 7, foram calculadas exatamente conforme a equação (8). Desse modo, seguindo a estratégia de [Marrero e Rodríguez \(2013\)](#), distintas especificações foram estimadas para analisar a sensibilidade do coeficiente de interesse, à medida que importantes controles são adicionados ao modelo. No primeiro modelo, 1, apenas a desigualdade de oportunidade é incluída na regressão, além dos efeitos fixo de tempo e estado. No modelo 2, adiciona-se a diferença entre as estimativas da desigualdade de oportunidade entre escolas privadas e públicas. Já o modelo 3 incorpora a primeira defasagem da variável dependente e a primeira defasagem das variáveis inseridas do modelo anterior. Por fim, no modelo 4, três características-controle são adicionadas ao modelo 3, sendo esse modelo a especificação completa (modelo *full*). Cada painel na Tabela 7 corresponde ao efeito da desigualdade de oportunidade sobre o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas em variadas avaliações. O painel [A] corresponde ao desempenho em Leitura. O painel [B] refere-se aos escores em Matemática e o painel [C] sobre o aprendizado em Ciências. A primeira linha em cada painel corresponde ao coeficiente  $\beta$  da equação (8), seguido do erro-padrão e coeficiente de determinação do modelo estimado abaixo.

As estimativas sugerem uma relação positiva e significativa da desigualdade de oportunidade com o *gap* do desempenho entre escolas privadas e públicas na avaliação de Leitura. Além disso, os coeficientes se mostraram pouco sensíveis a distintas especificações. À medida que importantes controles foram sendo adicionados, o efeito da desigualdade de oportunidade sobre o *gap* de desempenho entre os dois tipos de escola recebe pouca influência, sinalizando certa robustez das estimativas. No modelo *full*, a relação estimada sugere que o aumento na desigualdade de oportunidade pode ampliar o *gap* de Leitura entre escolas privadas e públicas em até 3%. Esses resultados são semelhantes em relação ao aprendizado em Matemática e Ciências.

Além disso, seguindo [Marrero e Rodríguez \(2013\)](#), apresenta-se uma análise adicional de sensibilidade das estimativas para mostrar o quanto robustos são os resultados quando potenciais *outliers*, identificados na Figura 1 no caso do aprendizado em Leitura, são excluídos da amostra. Utilizando o modelo completamente especificado (*full* - Modelo 4 da Tabela 7), novas estimativas são realizadas, excluindo da amostra um estado de cada vez: Amapá e Rondônia, em 2012, e Goiás, em 2009. Já na avaliação de Matemática, o estado da Paraíba, em 2006, também é excluído e no aprendizado de Ciências, desses quatro estados citados anteriormente, apenas a exclusão do estado de Goiás não foi realizada.

A Tabela 8, a seguir, mostra a sensibilidade do coeficiente  $\beta$  da equação (8) quando distintas observações são excluídas da amostra. O primeiro painel da tabela corresponde ao efeito estimado em Leitura, no segundo painel em Matemática e o terceiro em Ciências. Apenas o coeficiente de interesse é reportado, em que cada coluna representa a exclusão de um só estado em destaque.

Os resultados sugerem que, mesmo após a exclusão dos potenciais estados *outliers*, o coeficiente associado à desigualdade de oportunidade permanece semelhante às estimativas no modelo *full*, tanto em termos de magnitude do coeficiente quanto em relação a sua significância. Apenas a exclusão do estado de Rondônia, em 2012, tende a modificar a importância estatística do

**Tabela 7:** Estimação por efeitos fixos da relação entre o *Gap* do desempenho em Leitura e a desigualdade de oportunidade - Brasil - 2006 a 2015

Variável dependente: [Gap do desempenho]	{1}	{2}	{3}	{4 - full}
[A]	$IOP_{i,t}$	0,025*	0,025**	0,028*
	$R^2$	(0,007)	(0,005)	(0,009)
[B]	$IOP_{i,t}$	0,026*	0,027**	0,028*
	$R^2$	(0,006)	(0,005)	(0,008)
[C]	$IOP_{i,t}$	0,020*	0,021**	0,021*
	$R^2$	(0,005)	(0,003)	(0,006)
$GapIOP_{i,t}$		Sim	Sim	Sim
$IOP_{i,t-1}$			Sim	Sim
$GapIOP_{i,t-1}$			Sim	Sim
$Gap_{i,t-1}$			Sim	Sim
$Gap$ Tamanho da Turma $_{i,t}$				Sim
$Gap$ Distorção Idade Série $_{i,t}$				Sim
$Gap$ Taxa de Reprovação $_{i,t}$				Sim
<i>Efeito Fixo de Estado</i>	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Efeito Fixo de Tempo</i>	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Observações</i>	107	107	80	80

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2006, 2009, 2012 e 2015. Erros-padrão robustos clusterizados por região em parênteses. <sup>+</sup>p < 0,1, <sup>\*</sup>p < 0,05, <sup>\*\*</sup>p < 0,01, <sup>\*\*\*</sup>p < 0,001.

**Tabela 8:** Análise de sensibilidade do coeficiente da desigualdade de oportunidade ao excluir estados da amostra - Brasil - 2006 a 2015

Variável dependente: <i>Full</i>		Paraíba (2006)	Goiás (2009)	Rondônia (2012)	Amapá (2012)
[A]	$IOP_{i,t}$	0,031 <sup>+</sup> (0,012)	-	0,025* (0,006)	0,028 <sup>+</sup> (0,013)
	$R^2$	0,560	-	0,581	0,566
	Obs.	80	-	79	79
[B]	$IOP_{i,t}$	0,029* (0,010)	0,029* (0,010)	0,022** (0,003)	0,026 <sup>+</sup> (0,012)
	$R^2$	0,572	0,603	0,584	0,573
	Obs.	80	79	79	79
[C]	$IOP_{i,t}$	0,021* (0,007)	0,022* (0,007)	-	0,019 (0,010)
	$R^2$	0,583	0,610	-	0,595
	Obs.	80	79	-	79

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2006, 2009, 2012 e 2015. Erros-padrão robustos clusterizados por região em parênteses. <sup>+</sup>p < 0,1, \*p < 0,05, \*\*p < 0,01, \*\*\*p < 0,001.

efeito da desigualdade de oportunidade sobre o *gap* de desempenho em Ciências. Portanto, qualquer erro de mensuração associado ao cálculo do *gap* de desempenho e a desigualdade de oportunidade nesses estados parece não influenciar as estimativas da relação entre essas duas dimensões.

A relação positiva entre as duas medidas confirma a hipótese de que a desigualdade de oportunidade deve ser combatida, pois ela é uma desigualdade injusta do ponto de vista da justiça social. Esse resultado, de certa forma intuitivo, era esperado, pois o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas também é considerado uma medida negativa, uma vez que ela tende a fortalecer as desigualdades econômicas, tornando as desigualdades sociais mais persistentes no tempo. O resultado encontrado pode, em alguma medida, estar associado ao papel das circunstâncias relacionadas ao *background* e recursos familiares, que são fatores correlacionados às duas medidas. Por um lado, a distribuição dos estudantes entre escolas privadas e públicas e muito das desigualdades iniciais no desempenho dos estudantes dependem das diferenças nos recursos e *background* familiar (FERREIRA; GIGNOUX, 2014). Por outro lado, a escolaridade e ocupação dos pais também são responsáveis por grande parte da desigualdade de oportunidade educacional (FERREIRA; GIGNOUX, 2014). Assim, os resultados encontrados, neste estudo, confirmam a hipótese de que a desigualdade de oportunidades possui um efeito negativo do ponto de vista social, uma vez que ela promove o aumento das diferenças entre estudantes de escolas privadas e públicas.

## 5 Conclusões

Ter melhores oportunidades possibilita que determinada parcela da sociedade tenha vantagens comparativas em relação a outros no ponto de partida, embora os diferenciais de resultados não sejam completamente explicados por essas oportunidades. O esforço e/ou a sorte deveriam ser os principais fatores a explicar as desigualdades nos resultados individuais. Se uma pessoa possui mais oportunidades educacionais do que outra, em fases iniciais da vida e exercendo o mesmo nível de esforço, então essa desigualdade de oportunidade poderia refletir sobre a construção de suas habilidades e, consequentemente, sobre os ganhos econômicos em outra fase da vida, persistindo a desigualdade.

Nesse sentido, a desigualdade de oportunidade em educação recebe atenção de pesquisadores diversos que buscaram mensurar essa medida de desigualdade em pontuações de testes. Com efeito, este estudo teve como objetivo principal analisar tendências da desigualdade de oportunidade em desempenho dos estudantes em testes no Brasil e sua relação com os diferenciais de desempenho educacional entre os dois tipos de escola.

Utilizando dados do PISA, conclui-se que a desigualdade de oportunidade no Brasil tem se reduzido nos últimos anos, embora evidências sugiram que a desigualdade de oportunidade tende a ser maior em escolas privadas. Isto é, a variação nos resultados educacionais dos estudantes em escolas privadas é explicada em maior proporção pelas características predeterminadas dos estudantes do que em escolas públicas. Além disso, por meio de uma estratégia de efeitos fixos de estados, encontram-se evidências segundo as quais a desigualdade de oportunidade possui uma associação positiva e significativa com *gap* de desempenho educacional dos estados brasileiros, mesmo após análises de sensibilidade a especificação do modelo e presença de potenciais *outliers*.

Esses achados, contudo, devem ser interpretados com cautela, uma vez que medida de desigualdade de oportunidade mensurada no estudo desconsidera a influência de outras circunstâncias omitidas pela ausência de dados (raça, por exemplo), sendo essa uma questão a ser explorada em estudos futuros.

Ante as perspectivas de ampliação dos gastos educacionais estabelecidos no Plano Nacional da Educação, os resultados aqui mostrados caminham no sentido de que, para reduzir as disparidades entre escolas privadas e públicas, outros fatores podem ser levados em consideração. Assim, uma política planejada a reduzir as diferenças nos desempenhos dos estudantes de escolas privadas e públicas deve também considerar a desigualdade de oportunidade após o acesso, isto é, que o desempenho dos estudantes dependa cada vez menos das variáveis que estão fora da responsabilidade dos estudantes, como o efeito do *background* familiar. Filhos de pais com níveis mais elevados de *background* familiar, geralmente frequentam escolas privadas, acessando escolas com melhor estrutura física e/ou profissionais no ensino básico. Além disso, os estudantes de escolas privadas possuem maior acesso ao reforço escolar fora da escola ou maior uma maior atenção dos pais no ambiente familiar. Do ponto de vista público, as escolas públicas em tempo integral pode ser uma alternativa viável aos estudantes de escolas públicas, pois ela pode exercer esse papel ao ajudar a equilibrar as diferenças de oportunidades e o efeito do *background* familiar sobre o desempenho educacional.

## Referências

- ASADULLAH, M. Niaz; YALONETZKY, Gaston. Inequality of Educational Opportunity in India: Changes Over Time and Across States. *World Development*, v. 40, n. 6, p. 1151–1163, 2012.
- BARROS, Ricardo Paes de *et al.* *Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean*. Washington, DC: World Bank, 2009.
- BOURGUIGNON, François; FERREIRA, Francisco HG; MENÉNDEZ, Marta. Inequality of opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth*, v. 53, n. 4, p. 585–618, 2007.
- CARVALHO, Márcia; WALTENBERG, Fábio D. Desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil: uma comparação entre 2003 e 2013. *Economia Aplicada*, v. 19, n. 2, p. 369–396, 2015.
- COHEN, G. A. On the Currency of Egalitarian Justice. *Ethics*, v. 99, n. 4, p. 906–944, 1989.
- DIAZ, Maria Dolores Montoya *et al.* (Des)igualdades de oportunidades no ensino médio brasileiro: Escolas públicas e privadas. *Revista EconomiaA*, v. 13, 3a, p. 553–568, 2012.
- DIAZ, Maria Dolores Montoya. Desigualdade de oportunidades no ensino médio: ENEM. *Revista Economia & Tecnologia*, v. 6, n. 3, p. 121–128, 2010.

- DWORKIN, Ronald. What is equality? Part 2: Equality of resources. *Philosophy and Public Affairs*, v. 10, n. 4, p. 283–345, 1981.
- ERSADO, Lire; GIGNOUX, Jeremie. Egypt: inequality of opportunity in education. *Middle East Development Journal*, v. 9, n. 1, p. 22–54, 2017.
- FERREIRA, Francisco H. G.; GIGNOUX, Jérémie. The measurement of educational inequality: Achievement and opportunity. *World Bank Economic Review*, v. 28, n. 2, p. 210–246, 2014.
- FERREIRA, Francisco H. G.; GIGNOUX, Jérémie. The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America. *Review of Income and Wealth*, v. 57, n. 4, p. 622–657, 2011.
- FIGUEIREDO, Erik; NOGUEIRA, Lauro; SANTANA, Fernanda Leite. Igualdade de oportunidades: Analisando o papel das circunstâncias no desempenho do ENEM. *Revista Brasileira de Economia*, v. 68, n. 3, p. 373–392, 2014.
- FLEURBAEY, Marc. *Justiça, responsabilidade e bem-estar*. Oxford: Oxford University Press, 2008.
- GAMBOA, Luis; LONDOÑO, Erika. Assessing educational unfair inequalities at a regional level in Colombia. *Lecturas de Economía*, v. 1, n. 83, p. 97–133, 2015.
- GAMBOA, Luis Fernando; WALTENBERG, Fábio D. Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006–2009. *Economics of Education Review*, v. 31, n. 5, p. 694–708, 2012.
- GAMBOA, Luis Fernando; WALTENBERG, Fábio D. Measuring inequality of opportunity in education by combining information on coverage and achievement in PISA. *Educational Assessment*, v. 20, n. 4, p. 320–337, 2015.
- IDZALIKA, Rajius; BUE, Maria C. Lo. *Inequality of opportunity in education: Evidence from Indonesia, 1997–2007*. 2015. Disponível em: <https://www.sieco.n.org/sites/siecon.org/files/oldfiles/uploads/2015/10/Lo-Bue.pdf>.
- MARRERO, Gustavo A; RODRÍGUEZ, Juan G. Inequality of opportunity and growth. *Journal of Development Economics*, v. 104, p. 107–122, 2013.
- MORAES, André Guerra Esteves de; BELLUZZO, Walter. O diferencial de desempenho escolar entre escolas públicas e privadas no Brasil. *Nova Economia*, v. 24, n. 2, p. 409–430, 2014.
- OECD. *PISA Data Analysis Manual: spss second edition*. 2009. Disponível em: [http://archivos.agenciaeducacion.cl/Manual\\_de\\_Analisis\\_de\\_datos\\_SPSS\\_version\\_ingles.pdf](http://archivos.agenciaeducacion.cl/Manual_de_Analisis_de_datos_SPSS_version_ingles.pdf).
- OECD. *Programme for International Student Assessment (PISA) Results from PISA 2015*. 2016. Disponível em: <https://www.oecd.org/pisa/PISA-2015-Brazil-PRT.pdf>.

PROCÓPIO, Igor Vieira; FREGUGLIA, Ricardo da Silva; CHEIN, Flávia. Desigualdade de oportunidades na formação de habilidades: uma análise com dados longitudinais. *Economia Aplicada*, v. 19, n. 2, p. 326–348, 2015.

ROEMER, John E. *Equality of opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1998.

SALEHI-ISFAHANI, Djavad; HASSINE, Nadia Belhaj; ASSAAD, Ragui. Equality of opportunity in educational achievement in the Middle East and North Africa. *Journal of Economic Inequality*, v. 12, n. 4, p. 489–515, 2014.

TAVARES, Priscilla; CAMELO, Rafael; PACIÊNCIA, Luan. Uma análise do papel das escolas e das redes de ensino sobre as desigualdades de oportunidades educacionais. *Economia Aplicada*, v. 22, n. 2, p. 239–272, 2018.

## **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 L<sup>A</sup>T<sub>E</sub>X.
  - Arquivo de referências bibliográficas no padrão BIBT<sub>E</sub>X.
  - 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: Beatriz Porfirio Germin.

### **Mailing Address**

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

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

email: [revcap@usp.br](mailto:revcap@usp.br)

Website: <https://www.revistas.usp.br/eco>

# BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

---

Vol. 27 – n. 4

October – December 2023

---

## Editor

Eliezer Martins Diniz

## Associate Editors

Edson Zambon Monte

Eliezer Martins Diniz

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Sergio Naruhiko Sakurai

## Editorial Board

**Affonso Celso Pastore**

USP

**Cássio F. Camargo Rolim**

UFPR

**Clélio Campolina Diniz**

CEDEPLAR

**Eleuterio F. S. Prado**

USP

**Francisco Anuatti Neto**

USP

**Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros**

USP

**José Marcelino da Costa**

NAEA/PA

**Lízia de Figueirêdo**

UFMG

**Maria José Willumsen**

Florida International University

**Mário Luiz Possas**

UFRJ

**Paulo Nogueira Batista Júnior**

FGV/SP

**Pedro Luiz Valls Pereira**

FGV/SP

**Ricardo R. Araújo Lima**

UnB

**Rodolfo Hoffman**

USP

**Russell E. Smith**

Washburn University

**Tomás Málaga**

FGV/SP

**Wilson Suzigan**

Unicamp

**Carlos Roberto Azzoni**

USP

**Cláudio Monteiro Considera**

UFF

**Denisard C. de Oliveira Alves**

USP

**Fernando de Holanda Barbosa**

FGV/RJ, UFF

**Geoffrey J. D. Hewings**

University of Illinois

**Gustavo Maia Gomes**

IPEA

**José A. Scheinkman**

Princeton University

**Marcelo Portugal**

UFRGS

**Márcio Gomes Pinto Garcia**

PUC/ RJ

**Paulo César Coutinho**

UnB

**Pedro Cezar Dutra Fonseca**

UFRGS

**Pierre Perron**

Boston University

**Roberto Smith**

UFC

**Rogério Studart**

UFRJ

**Sérgio Werlang**

FGV/RJ

**Victor Bulmer-Thomas**

University of London